



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Vliv devizových intervencí České národní banky v letech 2013-2017 na export České republiky

Influence of Foreign Exchange Interventions of the Czech National Bank on Exports of the Czech Republic in the Years 2013-2017

Student:

Ludmila Husaříková

Vedoucí diplomové práce:

prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2018

VŠB - Technická univerzita Ostrava  
Ekonomická fakulta  
Katedra národohospodářská

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Ludmila Husaříková**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T027 Národní hospodářství  
Téma: **Vliv devizových intervencí České národní banky v letech 2013-2017 na export České republiky**  
**Influence of Foreign Exchange Interventions of the Czech National Bank on Exports of the Czech Republic in the Years 2013-2017**

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Devizové intervence a vnější ekonomická rovnováha
  3. Využití modelů vektorové autoregrese v ekonomii
  4. Ekonometrická analýza vlivu devizových intervencí na export
  5. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Seznam příloh  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008. 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.
- WALSH, Carl, E. *Monetary Theory and Policy*. 4th ed. Cambridge: MIT Press, 2017. 688 s. ISBN 978-0-262-03581-1.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018



Ing. Jiří Balcar, Ph.D.  
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal  
děkan fakulty

### **Prohlášení o samostatném vypracování diplomové práce**

Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 25.4.2018

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'Ludmila Husaříková', is written over a horizontal dotted line.

Ludmila Husaříková

## **Poděkování**

Na tomto místě bych ráda vyjádřila upřímné poděkování prof. Ing. Lumíru Kulhánkovi, CSc. za jeho trpělivost, odborné vedení a cenné připomínky, kterými přispěl k vypracování této diplomové práce.

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod</b>	5
<b>2</b>	<b>Devizové intervence a vnější ekonomická rovnováha</b>	7
2.1	Devizové intervence	7
2.2	Vnější ekonomická rovnováha	10
2.2.1	Kursový vyrovnávací proces výkonové bilance	11
2.3	Devizové intervence ČNB 2013–2017	16
2.3.1	Řízený plovoucí měnový kurz	16
2.3.2	Problém nulové hranice úrokových sazeb	18
2.3.3	Průběh devizových intervencí	19
2.4	Literární rešerše	25
<b>3</b>	<b>Využití modelů vektorové autoregrese v ekonomii</b>	27
3.1	Modely vektorových autoregresí	27
3.1.1	Přednosti a problémy modelu VAR	28
3.2	Konstrukce modelu VAR	29
3.2.1	Stacionarita časových řad	29
3.2.2	Identifikace řádu modelu	30
3.2.3	Odhad modelu	31
3.2.4	Diagnostická kontrola modelu	32
3.3	Využití modelu VAR	32
3.3.1	Odezva na impuls	32
3.3.2	Další využití	34
3.4	Kointegrace	36
3.5	Vektorové modely korekce chyby	37
3.6	Konstrukce VEC modelu	37
<b>4</b>	<b>Ekonometrická analýza vlivu devizových intervencí na export</b>	38
4.1	Formulace VAR modelu	38

4.2	Popis dat a jejich stacionarizace .....	39
4.3	Identifikace řádu modelu .....	44
4.4	Odhad VAR modelu .....	45
4.5	Diagnostická kontrola VAR modelu .....	46
4.6	Analýza impulzních odezev VAR modelu .....	47
4.7	Formulace VEC modelu .....	51
4.8	Testování kointegrace .....	52
4.9	Odhad VEC modelu.....	52
4.10	Shrnutí empirických výsledků .....	54
<b>5</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>58</b>
	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>60</b>
	<b>Seznam zkratk.....</b>	<b>64</b>
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce</b>	
	<b>Seznam příloh</b>	
	<b>Přílohy</b>	



# 1 Úvod

Většina centrálních bank ve vyspělých zemích se v posledních letech potýkala s problémy při používání svých tradičních měnových nástrojů. V režimu cílování inflace patří mezi hlavní nástroj monetární politiky centrálních bank nastavování menověpolitických úrokových sazeb. Inflační cíl se však většině centrálních bank nedařilo plnit navzdory neúprosnému snižování úrokových sazeb, až na tzv. nulovou dolní hranici. Centrální banky musely přistoupit k zavedení nekonvenčních měnových nástrojů. Jednalo se například o záporné menověpolitické úrokové sazby, kvantitativní uvolňování nebo, jak tomu bylo v případě České republiky, devizové intervence.

Česká národní banka zavedla devizové intervence jako nekonvenční nástroj v listopadu 2013. Oslabila tehdy kurz koruny a stanovila jednostranný kurzový závazek udržovat kurz nad hladinou 27 CZK/EUR tak dlouho, dokud se inflace nepřiblíží stanovenému dvouprocentnímu cíli. Oslabení kurzu koruny mělo bezprostřední vliv hlavně na zahraniční obchod. Exportně zaměřeným firmám díky tomu rázem rostly tržby za prodej výrobků v zahraničí. Export České republiky měl být hnacím motorem oživení ekonomiky a tím i inflace. Tato diplomová práce je zaměřena právě na tuto problematiku. Zkoumá vliv devizových intervencí České národní banky na export České republiky.

Cílem diplomové práce je zhodnotit vliv devizových intervencí České národní banky v letech 2013-2017 na export České republiky. Při analýze je použit model vektorové autoregrese a model vektorové korekce chyby.

Práce je rozčleněna do pěti kapitol, včetně úvodu a závěru. Patří sem druhá kapitola týkající se devizových intervencí a vnější ekonomické rovnováhy. Třetí kapitola se věnuje popisu metodologie, konkrétně využití VAR modelů v ekonomii. Čtvrtá kapitola je zaměřena na empirickou analýzu vlivu devizových intervencí na export v České republice.

Ve druhé a třetí kapitole je použita metoda deskripce. Ve čtvrté kapitole jsou použity ekonometrické metody. Konkrétně se jedná o model vektorové autoregrese a model vektorové korekce chyby s použitím programu EViews 7.1.

Druhá kapitola této práce obsahuje, jak již bylo řečeno, teoretický pohled na devizové intervence a vnější ekonomickou rovnováhu. Kapitola obsahuje také popis vývoje devizových intervencí ČNB v letech 2013-2017, kde je část věnována popisu režimu řízeného plovoucího měnového kurzu, který používá ČNB a dále se kapitola věnuje problematice nulových

úrokových sazeb a průběhu devizových intervencí v kontextu české ekonomiky. Poslední část kapitoly obsahuje literární rešerši, kde jsou diskutovány výsledky empirických studií zaměřených na devizové intervence v České republice.

Třetí kapitola diplomové práce se věnuje teoretickému popisu metodiky, která bude použita v empirické části práce. Jedná se o definici modelů vektorové autoregrese a jejich využití v ekonomii. Taktéž jsou teoreticky vymezeny vektorové modely korekce chyby.

Čtvrtá kapitola je praktickou aplikací modelu vektorové autoregrese a modelu vektorové korekce chyby na export. Je vytvořen model aplikovaný na měsíční data od května 2010 do dubna 2017. V této kapitole je zhodnocen vztah mezi exportem a devizovými intervencemi, jednak podle vztahů v odhadnutých modelech a jednak analýzou impulzních odezev.

## **2 Devizové intervence a vnější ekonomická rovnováha**

Tato kapitola se zaměřuje na členění kurzových intervencí a také fungování devizových intervencí k ovlivnění nominálního měnového kurzu a zprostředkovaně i inflace a dalších makroekonomických agregátů.

Následuje část kapitoly popisující pojetí vnější ekonomické rovnováhy, a to převážně v kontextu bilance vývozu a dovozu zboží a služeb. Je žádoucí v této teoretické části věnovat pozornost výkonové bilanci v kontextu vnější rovnováhy české ekonomiky. Důležitým mechanismem fungujícím v rámci výkonové bilance je kurzový vyrovnávací systém. Tato část práce vysvětluje teoretický základ tohoto procesu z pohledu analýzy devizové nabídky a poptávky. Dále popisuje Marshallovu-Lernerovu podmínku, „J“ křivku a jiné pojmy týkající se tohoto typu vyrovnávání výkonové bilance.

V neposlední řadě je část kapitoly věnována konkrétnímu případu devizových intervencí aplikovaném Českou národní bankou mezi lety 2013 až 2017, kdy se představitelé měnové politiky potýkali s problémem dolní hranice úrokových sazeb a hrozbou deflace v české ekonomice. Teoretickým východiskem, které je nutné zařadit do této kapitoly je řízený plovoucí měnový kurz, protože Česká národní banka uplatňuje tento měnový režim v České republice. V této kapitole je tedy popsáno fungování tohoto kurzového režimu, jak teoreticky, tak pomocí grafického aparátu. V této části kapitoly lze nalézt i popis problematiky nulové hranice úrokových sazeb a možnosti jejího řešení. Další podkapitola popisuje jednak hospodářskou situaci před kurzovými intervencemi a jednak i průběh intervencí a jejich vliv na makroekonomické proměnné.

V poslední části kapitoly je literární rešerše příspěvků, věnujících se českému příkladu devizových intervencí a jejich modelovému zkoumání, jak je tomu i v této práci.

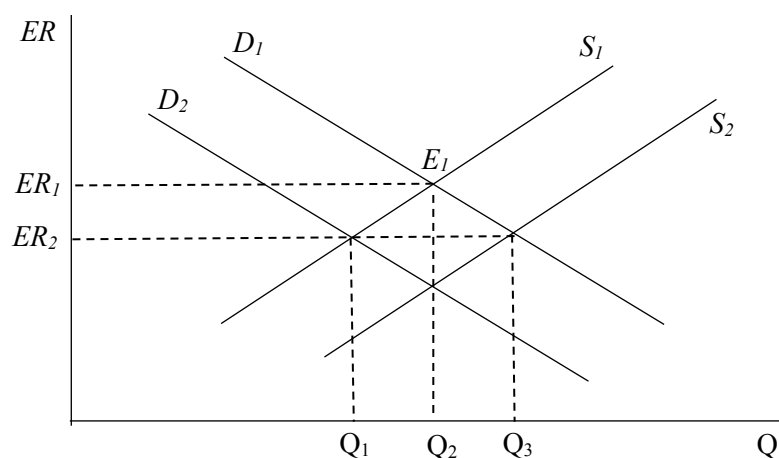
### **2.1 Devizové intervence**

Centrální banka může ovlivnit devizový kurz domácí měny pomocí kurzových intervencí. Lze rozlišit dva druhy intervencí, a to přímé a nepřímé, vysvětluje Revenda (2012). Nepřímé intervence probíhají pomocí změn měnověpolitických úrokových sazeb, a tím centrální banka ovlivní pohyb zahraničního kapitálu. Příliv a odliv zahraničního kapitálu působí na změnu nabídky a poptávky zahraniční měny za domácí měnu a tím dochází ke změně devizového kurzu. U přímých devizových intervencí jde o přímý nákup nebo prodej domácí

měny za měnu zahraniční. Centrální banka tak ovlivňuje bezprostředně nabídku či poptávku zahraniční měny za domácí měnu, což působí na měnový kurz. Revenda (2012) popisuje, že když centrální banka nakupuje zahraniční měnu za měnu domácí, zvyšuje tím poptávku po zahraniční měně na devizovém trhu a zároveň se zvyšuje nabídka domácí měny, což způsobí, ceteris paribus, znehodnocení kurzu domácí měny, případně zastaví její zhodnocování. Naopak prodej zahraniční měny zvyšuje její nabídku a současně stahuje domácí měnu z devizového trhu, čímž způsobí zvýšení poptávky po domácí měně a tím její zhodnocení. Mandel a Durčáková (2016) řadí mezi cíle takových intervencí zabránění nestabilitě kurzového vývoje a vytvoření stabilního ekonomického prostředí pro obchodování a investování. Navzdory tomu mohou intervence záměrně nadhodnocovat nebo podhodnocovat kurz měny. Mandel a Durčáková (2016) vysvětlují, že pokud centrální banka provádí kurzové intervence nepravidelně s vazbou na vývoj měnových ekonomických ukazatelů, případně cílů monetární politiky, jedná se o fakultativní devizové intervence. Obligatorními intervencemi jsou ty intervence, které provádí banka povinně kvůli předem stanovenému rozpětí pohybu kurzu. Domácí měnu lze pomocí přímých intervencí oslabit na jakoukoli stanovenou úroveň, protože nakupovat cizí měnu za měnu domácí může v neomezeném objemu, tvrdí Jílek (2013). Naproti tomu posílit domácí měnu lze jen omezeně, protože devizové rezervy bank jsou v omezeném rozsahu.

Mandel a Durčáková (2016) vysvětlují vliv přímých i nepřímých devizových intervencí na kurz pomocí grafického aparátu, který lze vidět na Obrázku 2.1. Výchozí situací je bod  $E_1$  při kurzu  $ER_1$ , kde se protíná křivka devizové poptávky  $D_1$  a devizové nabídky  $S_1$ . Záměrem centrální banky nebo vlády je aprece domácí měny do výše  $ER_2$ . Při aplikaci přímých intervencí je zvýšena nabídka devíz doprovázená snížením devizových rezerv, protože centrální banka prodává devizové rezervy a nakupuje domácí měnu. Křivka devizové nabídky se posune s  $S_1$  do  $S_2$ . Pokud vláda nebo centrální banka používá nepřímé intervence, bude vyžadovat snížení poptávky po devizové měně. Využít může např. zvýšení úrokových sazeb, snížení vládních výdajů na nákup zahraničního zboží, zvýšení importních cel aj. Křivka devizové poptávky se posune z  $D_1$  do  $D_2$ .

Obrázek 2.1 Vliv přímých a nepřímých devizových intervencí na kurz



Zdroj: nákres dle Mandela a Durčákové (2016).

Dle Revendy (2012) přímé devizové intervence probíhají mezi centrální bankou a jinými bankami, většinou v domácí ekonomice a výhradně bezhotovostně. Nákupy zahraničních měn se projevují ve zvýšených rezervách bank a v růstu měnové báze, čímž tlačí na pokles krátkodobé úrokové míry. Při poklesu rezerv bank a snížení měnové báze je vyvíjen tlak na růst krátkodobé úrokové míry. Mandel a Durčáková (2016) podotýkají, že intervence mají dále vliv na psychologii trhu.

Neutralizované neboli sterilizované intervence vyhlazují dopady přímých intervencí na měnovou bázi. Centrální banka provádí zároveň s intervencemi operace na volném trhu. Během nákupu zahraničních měn prodává cenné papíry a stahuje tím likviditu bank neboli snižuje jejich rezervy na původní úroveň. Opačně při prodeji zahraničních měn cenné papíry nakupuje. Tento proces však snižuje vliv devizových intervencí na měnový kurz, protože dochází pouze ke změně množství zahraničních měn. Také jestliže centrální banka nefixuje cenu cenných papírů, může být ovlivněna krátkodobá úroková míra (Revenda, 2012).

Centrální banka provádí intervence pomocí spotových nebo forwardových operací. Případný nedostatek devizových rezerv doplňují centrální banky prostřednictvím swapových operací s dalšími centrálními bankami (Revenda, 2012)<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Spotové, forwardové a swapové operace rozebírají například MANDEL, Martin a DURČÁKOVÁ, Jaroslava. *Mezinárodní finance a devizový trh*. Vydání 1. Praha: Management Press, 2016. 452 stran. ISBN 978-80-7261-287-1.

Jílek (2013) tvrdí, že většina zemí upřednostňuje slabý měnový kurz. Slabý kurz totiž zlevňuje export a tím se objem vývozu zvyšuje, zlepšuje se obchodní bilance a rostou devizové rezervy. Vyvážející podniky od vlády takovou politiku vyžadují. Pokud země záměrně oslabují kurz vůči jiné měně, označuje se tato situace jako měnová válka.

## 2.2 Vnější ekonomická rovnováha

Vnější ekonomická rovnováha dle Mandela a Durčákové (2016) je většinou definována jako rovnováha salda platební bilance. Vnější rovnováhu tak lze ztotožňovat s rovnováhami v dílčích saldech či celkovém saldu platební bilanci. Proto lze rovnováhy platební bilance rozdělit na kumulativní salda platební bilance, jež znázorňují vyrovnanost různých toků z hlediska vnějších vztahů. Řadí se sem saldo výkonové bilance, které zahrnuje bilanci zboží (obchodní bilanci) a bilanci služeb. Druhým kumulativním saldem je saldo bilance běžného účtu, jež se skládá ze salda výkonové bilance a salda bilance prvotních a druhotných důchodů, vysvětlují Mandel a Durčáková (2016)

Jakékoliv vnější vztahy, které se uskuteční v podobě peněžních, finančních či zbožových toků mezi tuzemskou ekonomikou a vnějšími státy, musí projít platební bilancí. Platební bilance je důležitá z toho pohledu, že ovlivňuje většinu makroekonomických ukazatelů jako jsou hrubý domácí produkt, zaměstnanost, ceny zboží a služeb, úrokovou míru i devizový kurz. Tyto veličiny ale také opačně zase ovlivňují platební bilanci, tvrdí Durčáková a Mandel (2007). Dodávají, že mezi důležité informace, které poskytuje vývoj platební bilance, se řadí schopnost předvídat krátkodobou kapacitu trhu z hlediska exportu a importu, dále je to sledování vývoje devizového kurzu a tlaků, jež mohou působit na zhodnocení či znehodnocení domácí měny a v neposlední řadě platební bilance také odkrývá příčiny dlouhodobých deficitů, a to hlavně z hlediska zahraničního zadlužení domácí ekonomiky.

Mandel a Tomšík (2008) definují vnější rovnováhu jako trvale udržitelnou skladbu finančních a reálných toků mezi domácím a zahraničním hospodářstvím, která nevyvolává potřebu změny měnového kurzu, cen, důchodu, peněžní zásoby či úrokových sazeb.

Vývoz zboží a služeb domácí ekonomiky je zaznamenán pomocí salda výkonové bilance. Pro účely této práce je tedy důležité zkoumat vývoj zahraničních toků, které se mění v rámci tohoto kumulativního salda platební bilance. Mandel a Durčáková (2016) vysvětlují, že výsledné saldo výkonové bilance v malé otevřené ekonomice může mít významný vliv na výši hrubého domácího produktu. Jedná se hlavně o výdajovou metodu výpočtu hrubého

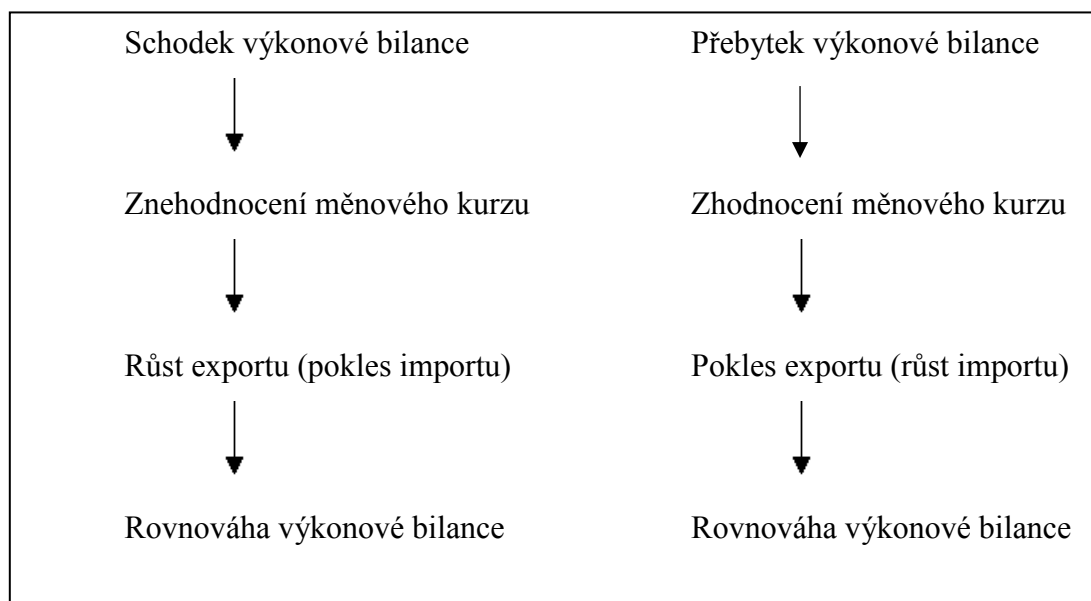
domácího produktu, protože do výpočtu je zahrnut čistý export zboží a služeb, což lze ztotožnit se saldem výkonové bilance.

### **2.2.1 Kurzový vyrovnávací proces výkonové bilance**

Durčáková a Mandel (2007) vysvětlují, že deficitní saldo výkonové bilance lze vyrovnat, profinancovat či potlačit. Jako způsob profinancování uvádí použití devizových rezerv centrální banky, vládní půjčky, hospodářskou pomoc či příliv soukromého kapitálu. Netarifní nebo tarifní opatření jsou příkladem potlačení deficitu výkonové bilance. Vyrovnání bilance je však v konečném důsledku tržním procesem. Existuje několik možností zlepšení výkonové bilance. Jedná se o cenový, důchodový, monetární a kurzový nápravný mechanismus. Kurzový vyrovnávací proces lze zkoumat v systému plovoucích kurzů nebo v systému pevných kurzů, kde centrální banka řeší vnější nerovnováhu změnou kurzu.

Princip, na kterém funguje kurzový vyrovnávací proces, je změna relativních cen způsobená pohybem měnového kurzu. Předpokladem jsou konstantní cenová hladina a reálný důchod, uvádí Mandel a Tomšík (2008). Podle nich proces funguje tak, že deficit výkonové bilance země zapříčiní znehodnocení domácího měnového kurzu. Toto znehodnocení zdraží ceny importovaného zboží v domácí měně a export domácího zboží zlevní v zahraniční měně. Importéři zareagují tím způsobem, že omezí import a sníží tak poptávku po devizách. Exportéři budou moci svůj export zvýšit a tím zvýší i nabídku deviz. Toto chování ve výsledku způsobí odstranění deficitu výkonové bilance a dosažení rovnováhy. Při přebytku výkonové bilance proces funguje tak, že je zhodnocen měnový kurz, který způsobí pokles exportu a růst importu a výkonová bilance se vyrovná. Mandel a Tomšík (2008) znázorňují tento mechanismus schématicky dle Obrázku 2.2.

Obrázek 2.2 Mechanismus fungování kurzového vyrovnávacího procesu



Zdroj: nákres dle Mandela a Tomšíka (2008).

Proces kurzového vyrovnání lze pochopit prostřednictvím analýzy devizové poptávky a devizové nabídky. Devizovou poptávku tvoří velikost dovezeného zboží a služeb v devizovém vyjádření a výše zahraničních importních cen. Při devalvaci či deprecii domácí měny objem importovaného zboží a služeb klesá, proto klesá devizová poptávka. Pokud je domácí ekonomika dostatečně velká a je tedy v pozici „price maker“, je pokles devizové poptávky doprovázen poklesem zahraničních cen importu. Pokud je pokles importu a zboží na světovém trhu nevýznamný a ekonomika je tedy v pozici „price taker“, nedojde k poklesu zahraničních cen importu, vysvětlují Durčáková a Mandel (2007).

Devizovou nabídku utváří velikost vyváženého zboží a služeb v devizovém vyjádření a výše zahraničních exportních cen. Při devalvaci nebo deprecii domácí měny dochází ke snížení zahraničních cen vývozu domácími exportéry. Dosáhnou tak zvýšení objemu exportovaného zboží a služeb. Pokles zahraničních cen exportu nenastane jen v případě, že je zahraniční poptávka po domácím vývozu dokonale pružná. Devizová nabídka tedy bude klesající, pokud růst exportu bude menší než pokles cen exportu v absolutní hodnotě, uvádějí Durčáková a Mandel (2007).

Analýza devizové poptávky a devizové nabídky zahrnuje několik následujících teorií. Jedná se o Marshallovu-Lernerovu podmínku, „J“ křivku, teorii reálného kurzu a teorii absorpce.

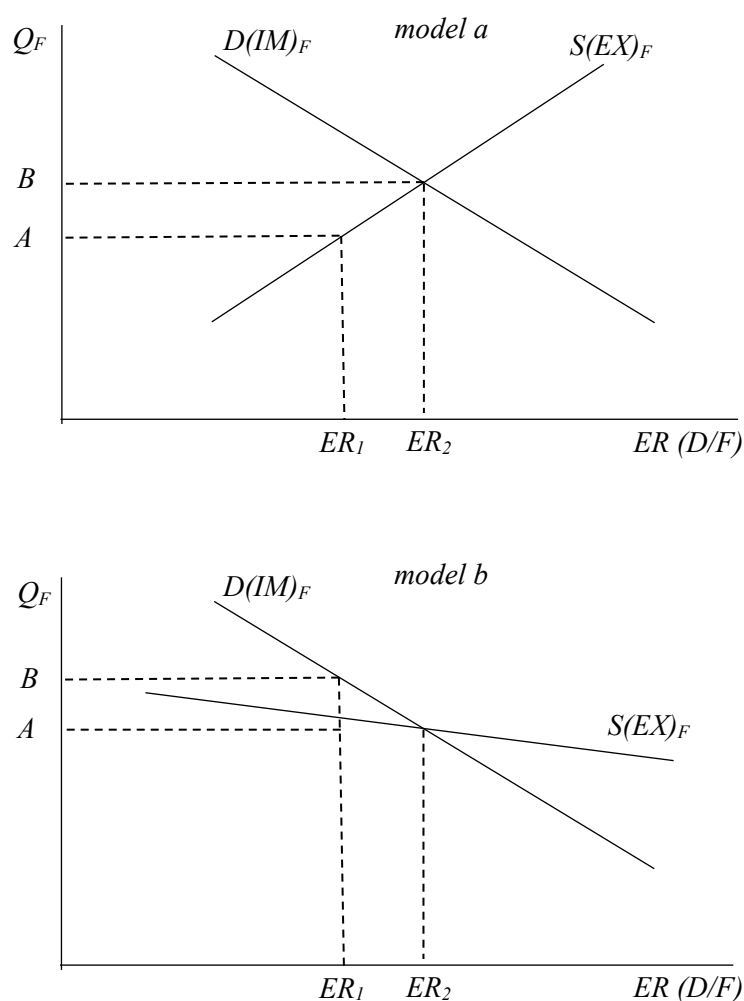


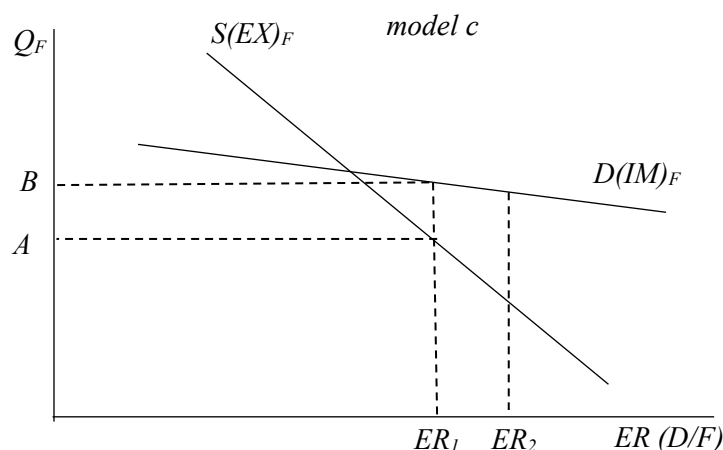
### a) Marshallova-Lernerova podmínka

Marshallova-Lernerova podmínka tvrdí, že devalvace vede ke vyrovnání salda výkonové bilance, jestliže součet elasticity domácí poptávky po dovozu zboží a služeb a elasticity zahraniční poptávky po domácím vývozu zboží a služeb, je v absolutní hodnotě větší než jedna, jak definují Durčáková a Mandel (2007).

Mandel a Tomšík (2008) tvrdí, že existuje několik různých situací na devizovém trhu odlišných podle toho, jakým způsobem se protínají křivky devizové poptávky  $D(IM)_F$  a devizové nabídky  $S(EX)_F$  a jakým způsobem ovlivní saldo výkonové bilance. Tyto situace vysvětlují na modelech *a*, *b* a *c* v Obrázku 2.3, kde  $Q_F$  představuje množství devíz.  $ER(D/F)$  představuje hodnotu devizového kurzu.

Obrázek 2.3 Modely devizového trhu





Zdroj: náčrt dle Mandela a Tomšíka (2008).

*Model a* je specifický vysokou pružností devizové nabídky a devizové poptávky. Devalvace nebo deprecie kurzu z  $ER_1$  do  $ER_2$  odstraní deficit výkonové bilance v objemu  $AB$  díky růstu devizové nabídky a zároveň poklesu devizové poptávky. Rovnováha na devizovém trhu značí rovnováhu salda výkonové bilance.

*Model b* má svůj rovnovážný průsečík devizové nabídky a poptávky v místě převráceného sklonu devizové nabídky. Tento převrácený sklon nastává v situaci, kdy je zahraniční poptávka po domácím exportu nepružná. Oslabení kurzu z  $ER_1$  do  $ER_2$  sice odstraní deficit salda výkonové bilance ve velikosti  $AB$ , ale zároveň dojde k absolutnímu poklesu devizové nabídky. Devizová poptávka klesá rychlejším tempem než devizová nabídka a díky tomu dojde k vyrovnaní výkonové bilance.

*Model c* vyjadřuje stav, kdy devalvace či deprecie kurzu z  $ER_1$  do  $ER_2$  způsobí prohloubení deficitu salda výkonové bilance. Dochází totiž k rychlejšímu poklesu devizové nabídky, než je pokles devizové poptávky. Původní nerovnovážný stav  $AB$  se prohlubuje. Automatický vyrovnávací mechanismus výkonové bilance nefunguje, protože deficit výkonové bilance způsobí znehodnocení kurzu a tím se deficit dále prohlubuje. Tato situace je případ, ve kterém není splněna Marshall-Lernerova podmínka.

## b) „J“ křivka

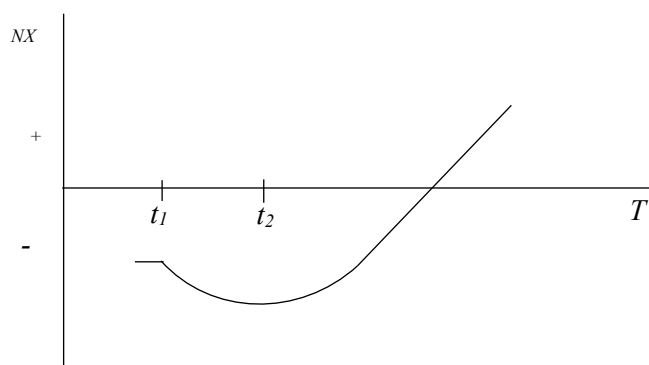
Podle Mandela a Tomšíka (2008) je efekt „J“ křivky založen na hypotéze, že krátkodobé nabídkové a poptávkové šoky jsou nepružnější než ty dlouhodobé. Znamená to, že v krátkém období Marshall-Lernerova podmínka nemusí být splněna, ale v dlouhém

období většinou splněna bývá. V bezprostředně krátkém období po devalvaci se celkové devizové příjmy země sníží, což je způsobeno právě krátkodobou nepružností zahraniční poptávky po domácím vývozu zboží a služeb.

Dočasnou strnulost zahraniční poptávky způsobují zejména dopředu nasmlouvané kontrakty mezi firmami. Zahraniční odběratelé rovněž musí najít důvěru k novým dodavatelům a potřebují čas k rozhodnutí. Vývoz tedy stagnuje a ceny exportu jsou nižší. Dojde k dočasnému poklesu devizových příjmů země, což by mělo být v delším období překonáno. Domácí poptávka po importu je krátkodobě nepružná, kvůli neochotě domácností měnit spotřebitelské chování a dopředu nasmlouvaným dovozním kontraktům mezi firmami. Devizové výdaje země tak v krátkém období neklesají. V delším období se ekonomické subjekty přizpůsobí a nahradí dražší import levnějšími substituty v domácí ekonomice (Mandel a Tomšík, 2008).

Vývoj salda výkonové bilance  $NX$  je znázorněn na Obrázku 2.4. V čase  $t_1$  před devalvací je saldo výkonové bilance v deficitu. Bezprostředně po devalvaci v čase  $t_1 - t_2$  se deficit prohloubí v důsledku poklesu devizových příjmů a strnulosti devizových výdajů. Není tedy splněna Marshallova-Lernerova podmínka. Saldo výkonové bilance se začne vyrovnávat až v čase  $t_2$ , kdy dochází ke splnění Marshallovi-Lernerovi podmínky o elasticitě poptávkových funkcí, vysvětlují Durčáková a Mandel (2007).

Obrázek 2.4 „J“ křivka



Zdroj: nákres dle Durčákové a Mandela (2007).

### **c) Teorie reálného kurzu**

Mandel a Tomšík (2008) upozorňují na to, že předpoklad stabilní domácí cenové hladiny po devalvaci většinou není dodržen. Teorie reálného kurzu zahrnuje fakt, že devalvace má vliv pouze na nominální kurz, neboť vlivem zvýšení cenové hladiny se reálný kurz nemění. Růst cenové hladiny je způsobován několika kanály. Největší růst cen je zaznamenán v růstu domácích cen importu. Dalším kanálem, kterým se růst cen začne projevovat jsou ceny domácího exportovaného zboží a zvyšující se mzdové náklady kvůli cenové indexaci mezd. Jelikož je devalvace většinou prováděna za účelem napravení cenových relací, je tento efekt žádoucím důsledkem oslabení domácího měnového kurzu.

### **d) Teorie absorpce**

Mandel a Tomšík (2008) poukazují na kritiku v podobě teorie absorpce. Domácí absorpce je rovna domácí poptávce, což zahrnuje soukromou spotřebu, investice a výdaje státu. Dle této teorie čistý export po devalvaci domácí měny lze zlepšit za podmínky, že vzroste reálný hrubý domácí produkt nebo poklesne domácí absorpce. Z tohoto předpokladu vyplývá, že když se domácí absorpce nezmění, je nutné, aby vzrostl reálný produkt. Závěrem tohoto přístupu je, že pokud se ekonomika nachází na úrovni potenciálu, depreciace či devalvace domácí měny je neúčinná. V této souvislosti ekonomové upozorňují na realokační efekt. Dle Durčákové a Mandela (2007) tento efekt vysvětluje, že země, které se depreciaci bránily celními bariérami, případná depreciace kurzu vede k odbourání těchto netržních zásahů, kvůli nimž docházelo k neefektivní alokaci zdrojů. Tato realokace dlouhodobě způsobuje vyšší výrobu.

## **2.3 Devizové intervence ČNB 2013–2017**

V roce 2013 ČNB začala používat devizové intervence, jako nástroj monetární politiky. ČNB používá režim řízeného plovoucího měnového kurzu, který jí umožňuje dle potřeby zasáhnout do vývoje devizového kurzu koruny. ČNB k tomuto kroku vedla řada faktorů a změna devizového kurzu ovlivnila makroekonomické ukazatele, čemuž je věnována pozornost v následujícím textu.

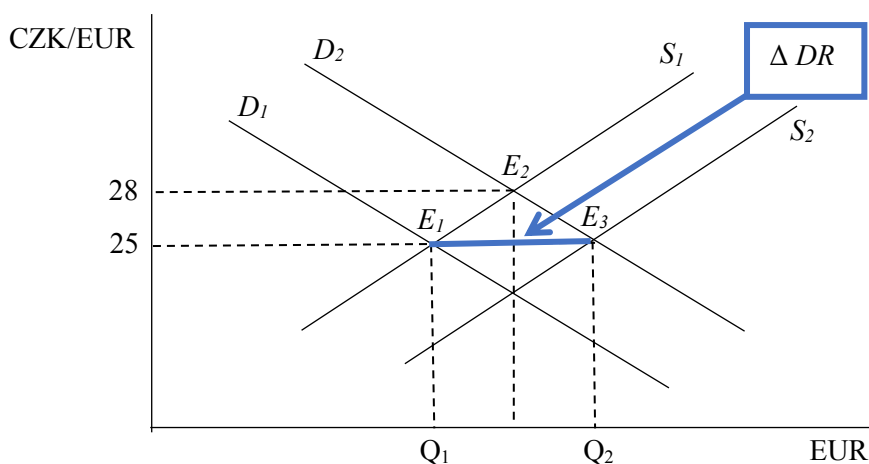
### **2.3.1 Řízený plovoucí měnový kurz**

Česká národní banka používá režim řízeného plovoucího měnového kurzu. Předtím, než bude hlouběji popsána problematika devizových intervencí v kontextu české ekonomiky, je žádoucí vysvětlit fungování tohoto režimu měnového kurzu.

Řízený plovoucí měnový kurz neboli řízený floating patří mezi režimy měnového kurzu, kdy centrální banka či jiná instituce ovlivňuje měnový kurz cizoměnovými intervencemi za účelem dosažení stanoveného měnového kurzu, definuje Jílek (2013). Centrální banky tak za určitých okolností intervenují na devizovém trhu, aby domácí měnu uchránily před přílišným zhodnocením nebo velkým znehodnocením.

Mandel a Durčáková (2016) vysvětlují, že kurz s řízenou pohyblivostí je kompromisem mezi neomezeným volně plovoucím kurzem a pevným intervenovaným kurzem. Tento systém funguje na tom principu, že centrální banka může zasáhnout do pružného měnového kurzu pomocí intervencí a není při tom předem vázána stanovenými pásmy oscilace. Fungování řízeného plovoucího měnového kurzu vysvětluje Obrázek 2.5. Mandel a Durčáková (2016) charakterizují mechanismus na příkladu, kdy kvůli zvýšení spekulů vůči domácí měně vzroste poptávka po devizových měnách, v tomto případě po euru. Funkce devizové poptávky se tak posune z  $D_1$  do  $D_2$ . Aby centrální banka vyhladila spekulativní tlaky, začne intervenovat a zvýší nabídku devíz na devizovém trhu z  $S_1$  do  $S_2$ . Pokles devizových rezerv je potom v rozsahu  $Q_1$   $Q_2$ .

Obrázek 2.5 Mechanismus fungování řízeného floatingu



Zdroj: náčrtek dle Mandela a Durčákové (2016).

Díky řízenému plovoucímu kurzu lze kurz krátkodobě stabilizovat a omezit tak rizika a nejistoty v mezinárodním obchodě a investování doplňují Mandel a Durčáková (2017) a dodávají, že kurz díky tomu v dlouhém období odráží inflační diferenciál a další dlouhodobé determinanty kurzu. Naopak obhájci pevných kurzů upozorňují, že devizové intervence v systému řízeného plovoucího kurzu mohou být nákladnější než v systému s pevným kurzem,

kvůli absenci psychologického tlaku na spekulanty prostřednictvím předem stanových pásem oscilace devizového kurzu. Například Česká národní banka při intervencích v listopadu 2013 za účelem oslabit měnový kurz koruny doplnila tyto intervence kurzovým závazkem, kdy přislíbila přesnou jednostrannou hladinu kurzu koruny vůči euru udržovat přibližně po dobu dvou let.

### **2.3.2 Problém nulové hranice úrokových sazeb**

Jeden z nejučinnějších nástrojů monetární politiky, úrokové sazby, se potýká s velkou nevýhodou, a tím je jeho omezený pohyb směrem dolů. Pokud je v ekonomice výrazně utlumená agregátní poptávka, může nastat situace, kdy se úrokové sazby dostanou na nulovou hranici (dále také ZLB). Je to jev v ekonomice, kdy je k utlumení dezinflačních tlaků zapotřebí výrazně záporných reálných úrokových sazeb. Ekonomu je tato situace také označována za past likvidity. Pokud je ke stabilizaci ekonomiky zapotřebí výrazně záporné reálné úrokové sazby, není konvenční měnová politika schopna uvolnit měnové podmínky dostatečně a inflace se může stále více propadat pod stanovený cíl centrální banky, vysvětluje Franta (2014) a dodává, že v ekonomické teorii i praxi již existují nástroje, které mohou centrální banky využít v situaci ZLB a zabránit tak dezinflačním tlakům v domácí ekonomice. Franta (2014) zdůrazňuje, že důležitou roli v těchto nekonvenčních měnových podmínkách hraje očekávání ekonomických subjektů a finančních trhů. Mezi nástroje, které lze v situaci ZLB použít, se řadí kvantitativní uvolňování, kvalitativní uvolňování, explicitní závazek o úrokových sazbách, oslabení měnového kurzu a další. Existuje také varianta dočasné nebo trvalé změny režimu měnové politiky, kde lze zařadit přechod na cílování cenové hladiny nebo cílování nominálního domácího hrubého produktu.

Walsh (2017) tvrdí, že monetární politika ovlivňující měnový kurz má v malé otevřené ekonomice mnohem rychlejší vliv na inflaci. Pro takovou ekonomiku doporučuje využít devizové intervence k oživení ekonomiky. Česká republika je považována za malou otevřenou ekonomiku, která není součástí eurozóny, a proto může využít kurz své měny jako nástroj měnové politiky. Franta (2014) vysvětluje, že klasický přístup k devizovým intervencím tyto definuje jako objem intervencí na devizovém trhu, kde dopad na vývoj kurzu není předem znám a závisí na aktuálních tržních podmínkách. V situaci nulových úrokových sazeb jsou devizové intervence chápány nekonvenčně. Centrální banka totiž stanoví a většinou i veřejně vyhlásí konkrétní kurzový závazek, což v praxi znamená, že se zaváže intervenovat na devizovém trhu v takovém objemu, aby dosáhla předem stanovené hladiny měnového kurzu.

Mezi výhody devizových intervencí na hranici nulových úrokových sazeb řadí Franta (2014) veřejnou srozumitelnost, věrohodnost a splnitelnost centrální bankou. Tato fakta vedou k růstu inflačních očekávání ekonomických agentů, jehož výsledkem je snížení reálných úrokových sazeb, což následně oživí spotřebu domácností a investice. Další výhoda je spojena s tím, že devalvace měnového kurzu ovlivní jak inflační očekávání a reálné úrokové sazby, tak i reálnou ekonomiku prostřednictvím kurzové transmise. Tyto procesy umocní efekt devizových intervencí a centrální bance vzroste kredibilita.

Franta (2014) vysvětluje, že k akceleraci ekonomiky dochází díky znehodnocení domácího reálného měnového kurzu, poklesu reálných úrokových sazeb a rostoucím inflačním očekáváním. Walsh (2017) uvádí, že pohyby devizových kurzů mění relativní cenu domácího i zahraničního zboží, což má dopad na agregátní poptávku a nabídku. Kromě toho reagují i spotřebitelské ceny. Tento proces probíhá tak, že nejprve vzrostou ceny dováženého zboží, což se velmi rychle projeví na růstu inflace. Další inflační tlaky se projeví s růstem cen domácích statků, které ke své produkci využívají dražší dovážené výrobní vstupy. Devalvace domácí měny posílí cenovou konkurenceschopnost vyvážených statků. Důsledkem toho je růst exportu a pokles importu do domácí ekonomiky. Tím se stane čistý export přebytkovým a překoná svou velikost i negativní důchodový efekt způsobený růstem importních cen. V ekonomice se začnou tyto efekty projevovat růstem zaměstnanosti, růstem mezd a všeobecné ekonomické aktivity s následným nárůstem inflace.

### **2.3.3 Průběh devizových intervencí**

Měnověpolitické sazby ČNB dosáhly na podzim roku 2012 nulové hranice a zároveň ekonomice hrozil výrazný pokles inflace pod stanovený inflační cíl ČNB, avšak centrální banka neměla další prostor pro snižování úrokových sazeb. ČNB vyhlásila 7. listopadu 2013 využití měnového kurzu jako nástroje při dalším potřebném uvolňování měnových podmínek. Devizové intervence nejsou v režimu cílování inflace běžným nástrojem. Centrální banka vyhlásila jednostranný kurzový závazek, kdy prohlásila, že oslabí a bude udržovat kurz koruny vůči euru poblíž hladiny 27 CZK/EUR. Dále ČNB deklarovala, že bude provádět intervence tak dlouho a v takovém objemu, jak bude potřeba k dosažení jejího inflačního cíle. ČNB tak učinila, protože sledovaná a do budoucna prognózovaná inflace směřovala hluboko pod dvouprocentní cíl. Analýzy ČNB předpokládaly pokles inflace do záporných hodnot, což by vedlo k negativním dopadům na ekonomiku a centrální banka proto sáhla po nástroji, který pomůže inflaci znovu přiblížit k cíli centrální banky (ČNB, 2018b).

Globální finanční a ekonomická krize zásadním způsobem ovlivnila českou ekonomiku a po roce 2008 výrazně zpomalil růst hospodářství. Česká ekonomika během roku 2009 klesla o více než čtyři procenta, viz Graf 2.1. Následující dva roky zaznamenala ekonomika mírné oživení, ale v letech 2012 a 2013 se následky ekonomické krize, v podobě dluhové krize, začaly znovu projevovat a české hospodářství zaostávalo za hlavními obchodními partnery<sup>2</sup> co se týče růstu HDP. Dalším faktorem, který způsoboval pokles ekonomiky, byla slabá domácí poptávka způsobená restriktivní fiskální politikou a nedůvěrou ekonomických subjektů. V prvním pololetí 2013 byla zaznamenána největší záporná mezera výstupu za období cílování inflace, tj. od roku 1998. Všechny tyto faktory vedly k růstu nezaměstnanosti a zpomalení růstu mezd v podnikatelské sféře, což způsobilo snížení zisků a investic firem a zároveň pokles příjmů a spotřeby spotřebitelů (Franta, 2014).

Singer (2013a) diskutuje situaci ekonomiky v Evropské unii a eurozóně během roku 2013 a mezi negativní faktory zařadil strukturální nesourodost eurozóny, finanční fragmentace, problémy s vysokým zadlužením, nejistota, která se týká zdraví a odolnosti bankovního systému, přetrvávající pomalý růst úvěrů a nedostatečná úroveň investic. Dále uvádí vysokou nezaměstnanost a nízký nárůst nových pracovních míst. Všechny tyto faktory nepříznivě ovlivňují hospodářský růst a finanční stabilitu. Frait (2013) upozorňuje, že neustále panovalo napětí v ekonomice eurozóny a vyskytovalo se vysoké riziko finanční nestability. Bankovní sektor eurozóny měl velmi nízké zisky a objevovaly se obavy z nekvalitních aktiv některých bank. K pozitivním indikátorům, které ovlivnily ekonomický vývoj v Evropské unii, řadí Singer (2013a) snížení napětí na finančních trzích díky politikám Evropské komise a Evropské centrální banky. Jako další faktor zařazuje zlepšující se očekávání a posun ve strukturálních reformách v problémových zemích. Zmiňuje také, že většina států EU pozorovala ve druhém čtvrtletí 2013 mezičtvrtletní růst HDP.

Vývoj české ekonomiky ve srovnání s hlavními obchodními partnery, viz Graf 2.1, byl během globální finanční a ekonomické krize od roku 2008 velmi podobný. Když mezi lety 2012 a 2013 následky krize znovu začaly prosakovat do ekonomiky, potýkala se celá Evropská unie s poklesem tempa růstu HDP a Česká republika nebyla výjimkou. V prvním kvartálu v roce 2013 však české hospodářství začalo růstem HDP zaostávat za obchodními partnery a výrazně se opožďovalo i v kontextu evropského průměru. Meziroční změna HDP v prvním kvartálu

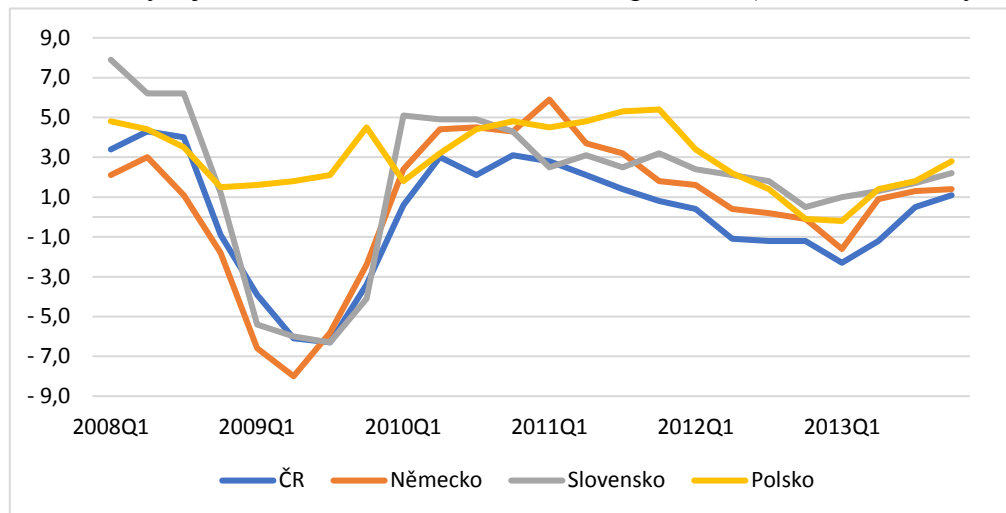
---

<sup>2</sup> Hlavní vývozní partneři absolutně v mil. Kč za rok 2017 jsou v pořadí Německo, Slovensko, Polsko, Spojené království. Hlavní dovozní partneři absolutně v mil. Kč za rok 2017 jsou v pořadí Německo, Čína, Polsko, Slovensko, dle dat ČSÚ (2018).



roku 2013 činila v ČR -2,3 %, v Německu byl tento meziroční pokles -1,6 %, v Polsku činil pokles -0,2 %. Slovensko zaznamenalo meziroční růst 1 % (EUROSTAT, 2018).

Graf 2.1 Vývoj HDP ČR a hlavních obchodních partnerů (meziroční změny v %)



Zdroj dat: EUROSTAT (2018), vlastní výpočty.

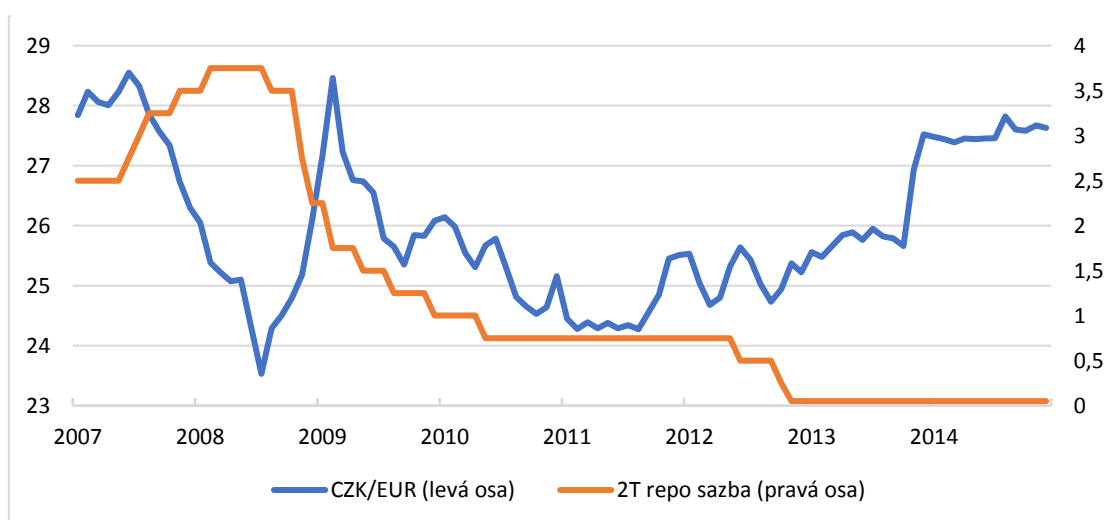
Inflace podle indexu spotřebitelských cen v meziročních změnách ukazuje, že koridor, ve kterém ČNB cílí inflaci, se nedařilo dodržet v několika případech, jak vyplývá z dat ČNB (2018c), také viz Graf 2.4. Poprvé během přehřívání ekonomiky před světovou ekonomickou krizí v roce 2008, kdy byla inflace výrazně vyšší, než stanovený cíl 3 %. Podruhé, kdy inflace výrazně poklesla až do záporných hodnot, v říjnu 2009, následkem působení ekonomické krize. Potřetí, když inflace překročila horní toleranční pásmo cíle ČNB v důsledku zvýšení nepřímých daní, regulovaných cen a cen potravin, jak uvádí Franta (2014). A počtvrté, kdy inflace klesala v průběhu roku 2013 až pod dolní hranici tolerančního pásma. Franta (2014) nahlíží na tento pokles inflace z hlediska struktury a vysvětluje, že největší podíl na klesání inflace má po většinu období pokles cen obchodovatelných statků. Na podzim roku 2013 se však k tomuto poklesu přidala stagnace cen statků neobchodovatelných. Zároveň během této doby protiinflačního působení ekonomiky meziročně klesly ceny v hlavních výrobních odvětvích jako ve stavebnictví a tržních službách a nově také ve zpracovatelském průmyslu a zemědělství.

Měnověpolitické úrokové sazby ČNB postupně snižovala a vývoj dvoutýdenní repo sazby je znázorněn v Grafu 2.2. Mezi lety 2008–2010 byla 2T repo sazba snížena z 3,75 % na 0,75 % a v roce 2012 následovala další tři snižování úrokových sazeb. V listopadu 2012 se úrokové sazby dostaly na historicky nejnižší úroveň, tzv. technickou nulu, jak uvádí Franta (2014). Dvoutýdenní repo sazba a diskontní sazba byly na hladině 0,05 % a lombardní sazba dosáhla 0,25 %. ČNB tehdy předdesílala, že úrokové sazby budou na této úrovni ponechány do

té doby, než se do ekonomiky vrátí inflační tlaky. Komárek (2015) doplňuje, že nízká úroveň úrokových sazeb způsobovala nezáměr o úvěry poskytované v cizí měně, což zároveň podmiňovala i apreciace koruny.

ČNB na podzim roku 2012 informovala, že je připravena použít kurz koruny jako nástroj k případnému dalšímu uvolňování měnových podmínek a samotné toto prohlášení vedlo koncem roku 2012 k oslabení kurzu koruny (Graf 2.2). Franta (2014) vysvětluje, že vyšší kurz koruny tak nahrazoval potřebu dalšího snižování úrokových sazeb a kurz lehce deprecioval i nadále, jednak kvůli negativnímu ekonomickému vývoji, jednak díky sdělování ČNB, že je připravena použít v případě potřeby devizové intervence jako nástroj měnové politiky. Avšak stávající i prognózovaná inflace neustále klesala a potřeba expanzivní měnové politiky byla nadále velmi silná.

Graf 2.2 Vývoj kurzu CZK/EUR a 2T repo sazby (v %)



Zdroj dat: ČNB (2018)

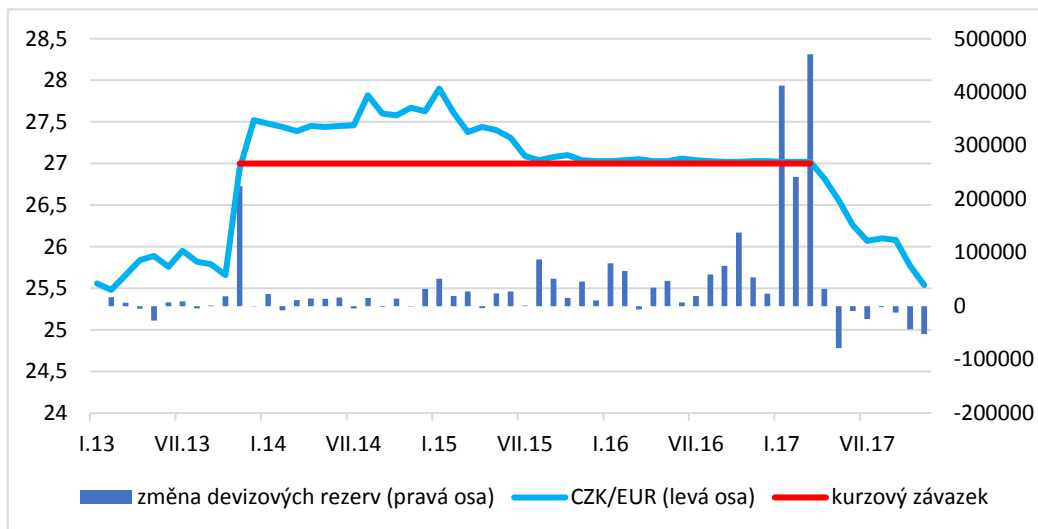
Ekonomové často mluví o deflaci jako negativním jevu v ekonomice. Proč je tedy deflace nechtěným stavem v českém hospodářství podle ČNB? Singer (2013b) uvádí několik bodů, které jsou důsledkem deflačního působení v ekonomice. Jde o odkládání spotřeby a investic z důvodu očekávání poklesu cen v budoucnu. Komárek (2015) tento jev popisuje jako deflačně-recesní spirálu, kdy je kvůli odkládání spotřeby nedostatečná poptávka, proto se firmám snižují zisky a domácnostem příjmy, což tlačí na další pokles cen. Dále je útlum ekonomiky doprovázen poklesem mezd a růstem nezaměstnanosti, protože rostou reálné mzdové náklady a projevují se v nutnosti propouštět zaměstnance. Další faktor, který uvádí Singer (2013b) je, že domácnostem se nemění hodnota úvěrů a zároveň klesá schopnost úvěry

splácet, což je rizikem pro finanční stabilitu. Komárek (2015) dodává, že to všechno doprovází pokles cen nemovitostí a narůstá tak reálná dluhová zátěž. Objevuje se tak riziko problémových úvěrů.

V listopadu 2013 se centrální banka rozhodla přistoupit k devizovým intervencím jako k nástroji při ZLB a stanovila jednostranný kurzový závazek, který doplnila příslibem, že bude intervenovat v takovém množství, a tak dlouho, dokud se inflace nepřiblíží ke stanovenému cíli. Dle Franty (2014) ČNB tento nástroj zvolila po diskuzích, které probíhaly již od roku 2009. V těchto diskuzích bylo projednáno přistoupení ke snížení úrokových sazeb až na nejnížší možnou hranici. Záporných úrokových sazeb v podmínkách ČR není možné dosáhnout zejména z právního hlediska, kdy některé zákonné a podzákonné normy určují sankce násobkem diskontní sazby ČNB. Dále ČNB využívala předem ohlašovaný závazek o úrokových sazbách, kdy na konci roku 2012 informovala, že úrokové sazby ponechá na nejnížší hranici, dokud v ekonomice nedojde k výrazným inflačním tlakům. Tento postup však rovněž nebyl dostatečně účinný. Jak již bylo řečeno, v podmínkách malé otevřené ekonomiky je použití kurzu při nulových úrokových sazbách účinným nástrojem k dosažení růstu cenové hladiny, a proto ČNB již v září 2012 informovala možnost, že přistoupí k tomuto nástroji, jako prostředku k dosažení cílů.

Když ČNB začala intervenovat na devizovém trhu, velmi rychle koruna oslabila ke stanovenému kurzovému závazku. Vývoj nominálního devizového kurzu CZK/EUR zachycuje Graf 2.3. Aby byl kurzový závazek kredibilní a kurz se pohyboval na hodnotě 27 Kč/EUR a výše, musela ČNB v prvních dnech masivně intervenovat. Jak uvádí Franta (2014), jednalo se o zhruba 200 mld. Kč, což odpovídá asi 7,5 mld. EUR. V grafu tuto skutečnost zachycuje nárůst devizových rezerv. Franta (2014) dále uvádí, že od prvotních intervencí ČNB nemusela na devizovém trhu zasahovat a jak je na grafu vidět, významnou změnu devizových rezerv můžeme zaznamenat až v srpnu 2015. Po ukončení kurzového závazku kurz koruny začal okamžitě posilovat a v listopadu 2017 se pohyboval na hodnotě 25.54 Kč/EUR.

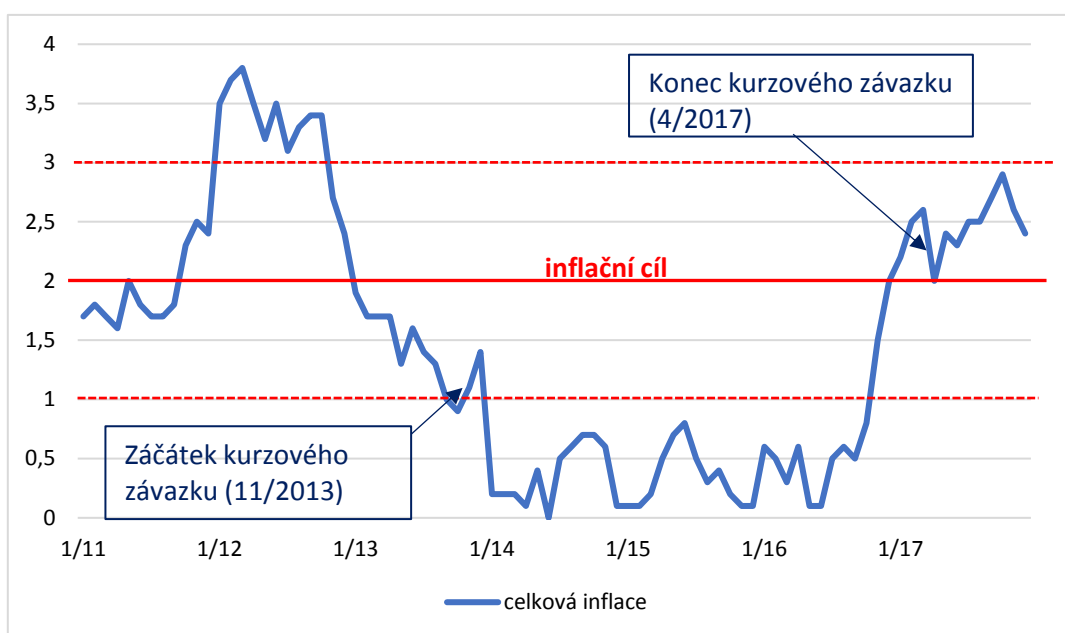
Graf 2.3 Vývoj kurzu CZK/EUR a změny devizových rezerv v



Zdroj dat: ČNB (2018, 2018a), vlastní zpracování.

Vývoj inflace v meziročních změnách je znázorněn na Grafu 2.4. Po zavedení kurzového závazku se inflace ke svému dvouprocentnímu cíli dostala až v prosinci 2016 a následně tento cíl překročila. Po ukončení kurzových intervencí ČNB se inflace vrátila k inflačnímu cíli, ale poté zaznamenala další růst. Podle prognózy ČNB (2018d) se inflace navrátí na 2 % v horizontu měnové politiky, tedy v první polovině roku 2019 a bude se pohybovat těsně pod inflačním cílem.

Graf 2.4 Vývoj meziročních změn inflace v %



Zdroj dat: ČNB (2018c), vlastní zpracování.

## 2.4 Literární rešerše

Následující přehled literatury popisuje práce, jež se zabývají devizovými intervencemi České národní banky. Je představeno šest studií. Někteří z autorů zkoumají problematiku pomocí vektorových autoregresních modelu, jak tomu bude i v této práci. Jsou to Horváth a Borys (2008) nebo Timko (2015).

Brůha a Tonner (2017) hodnotí dopady zavedení kurzového závazku Českou národní bankou na inflaci a hlavní makroekonomické ukazatele. K vyhodnocení používají makroekonomický DSGE model a empirickou metodu syntetické proměnné a její zobecněnou variantu. Výsledky jejich modelů ukazují, že devizové intervence zabránily jak poklesu inflace do záporných hodnot, tak měly i pozitivní dopad na makroekonomické agregáty. Účinky na růst reálného vývozu vysvětlují slabším reálným směnným kurzem. Dle makroekonomického modelu odhadují růst reálného exportu o 1,0 procentní bod v roce 2014 a 0,4 procentního bodu v roce 2015. Vývozní efekty empirického modelu syntetické proměnné jsou poněkud odlišné v roce 2015. Jedná se o růst 0,9 procentního bodu v roce 2014 a 1,2 procentního bodu v roce 2015. Zjišťují, že tyto efekty jsou slabě statisticky významné, ale dodávají, že nelze dokázat, že devizové intervence měly na makroekonomické proměnné negativní vliv.

Svačina (2015) využívá k hodnocení kurzového závazku model DSGE. Zjistil, že devizové intervence zabránily inflaci dostat se do záporných hodnot. Poukazuje také na výsledky, které dokazují, že intervence měly významný vliv na růst HDP. Uvádí, že v prvním čtvrtletí roku 2014 byl HDP vyšší o 0,8 procentního bodu. Tvrdí, že tento vývoj je důsledkem zvýšení exportu a zvýšení cen dováženého zboží, kterým předcházely intervence České národní banky.

Opatrný (2016) se ve své práci soustředí na zkoumání dopadu devizových intervencí ČNB na produkci, nezaměstnanost a inflaci. K tomuto výzkumu používá syntetické kontrolní metody. Významný růst HDP zaznamenal dle výsledků až v roce 2015.

Horváth a Borys (2008) se ve svém příspěvku zabývají dopady české měnové politiky na ekonomiku v rámci VAR, SVAR a FAVAR modelů. S ohledem na různé testy citlivosti zjišťují, že měnověpolitické šoky mají negativní vliv na míru ekonomické aktivity a cenovou hladinu, a to s nejvyšší odezvou po uplynutí jednoho roku. Pokud jde o ceny na odvětvové úrovni, obchodovatelné zboží se rychleji přizpůsobuje než neobchodovatelné, což je v souladu s mikroekonomickými předpoklady. Výsledky naznačují spíše trvalé zhodnocování domácí měny po kurzovém zpřísnění.

Timko (2015) ve své práci zkoumá problematiku devizových intervencí v malé otevřené ekonomice se zaměřením na českou zkušenost. V první části modeluje vývoj volatility před a po intervenci pomocí modelu GARCH aplikovanou na českou a švýcarskou ekonomiku a dle výsledků konstatuje, že intervence v obou zemích vedla k dočasnému poklesu volatility, jež se projevil s několika měsíčním zpožděním po zahájení intervencí. V druhé části hodnotí vztah mezi makroekonomickými proměnnými pomocí vektorového autoregresního modelu. Pomocí modelu VAR prokázal, že intervence měla významný vliv na inflaci, ale dopad na HDP nedosahoval statisticky významných hodnot. Jako důvod uvádí, že HDP je ovlivněn mnoha dalšími faktory, nejen měnovou politikou.

Caselli (2017) zkoumá vliv devizových intervencí na inflaci v České republice tím, že porovnává skutečnou inflaci s inflací v situaci, kdyby nebyl použit kurz jako nástroj měnové politiky. Používá několik různých empirických metod. Veškeré výsledky odhadu naznačují, že zavedení kurzového závazku zabránilo tomu, aby česká inflace vykazovala záporné hodnoty, což umožnilo centrální bance přiblížení se inflačnímu cíli. Z jejích zjištění vyplývá, že politika ČNB úspěšně ovlivnila celkovou cenovou hladinu prostřednictvím vyšších dovozních cen a inflačních očekávání.

### 3 Využití modelů vektorové autoregrese v ekonomii

Tato část práce je zaměřena na objasnění pojmů týkajících se vektorových autoregresních modelů (VAR modelů). Jedná se o definici těchto modelů a jejich přednosti či problémy. Dále je analyzován postup výstavby modelů jako je identifikace řádu modelu, odhad modelu, diagnostika modelu a dále možnosti využití jako například odezva na impulz, předpovědi v modelu, Grangerova kauzalita a rozklad rozptylu. Dále je popsána kointegrace a tvorba vektorových modelů korekce chyby (VEC modelů).

Hušek (2009) uvádí, že vektorové autoregrese jsou náhradou rozsáhlých modelů strukturálních simultánních rovnic. Nejvíce se využívají v prognózování, dále modely lze využít k analýze funkcí odezvy ke studování efektů zásahů hospodářské politiky do ekonomiky a k dekompozici rozptylu chyb předpovědí ve finanční a makroekonomické analýze. Tyto modely VAR jsou zejména vhodné jak k predikcím, tak při analýze hospodářské politiky. Hušek (2009) dále konstatuje, že vektorové autoregresní modely jsou využívány k analýze časových řad díky jednoduchosti odhadu a většinou dobré shodě s makroekonomickými daty.

#### 3.1 Modely vektorových autoregresí

Cipra (2013) definuje model vektorové autoregrese VAR jako přirozené zobecnění jednorozměrného autoregresního procesu. Hušek (2007) uvádí, že podstatou vektorové autoregrese je náhodnost a simultánní závislost proměnných ve všech časových řadách, což znamená, že mají endogenní charakter a jejich maximální délka zpoždění je stejná. Dle Huška (2009) modely vektorových autoregresí nerozlišují mezi endogenními a exogenními proměnnými. Všechny proměnné v těchto modelech jsou endogenní. Jednotlivé proměnné v modelu jsou autoregresními funkcemi svých zpožděných hodnot a funkcemi minulých hodnot ostatních endogenních proměnných modelu. Pokud VAR model obsahuje exogenní proměnné, jedná se ve většině případů o trendové proměnné neboli sezónní nulajednotkové umělé proměnné.

Hušek (2009) vysvětluje vektorový autoregresní proces pomocí dvourovnicového modelu VAR, který obsahuje dvě endogenní proměnné  $x_t$  a  $y_t$ , jejichž běžné hodnoty jsou lineárními funkcemi  $p$  zpožděných hodnot obou proměnných a náhodných složek. Pokud délka zpoždění je  $p = 1$ , pak model prvního řádu VAR (1) je ve standardním tvaru následující

$$y_t = \omega_1 + \beta_{11}y_{t-1} + \alpha_{11}x_{t-1} + v_{t1}, \quad (3.1)$$

$$x_t = \omega_2 + \beta_{21}y_{t-1} + \alpha_{21}x_{t-1} + v_{t2} . \quad (3.2)$$

Rovnice (3.1) a (3.2) představují zobecnění modelu AR (1) pro dvousložkový vektor  $z_t = (y_t, x_t)'$  a jsou neomezeným redukováným tvarem rovnic. Rovnice v maticové formě mají tvar

$$z_t = \omega + \Pi z_{t-1} + v_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.3)$$

kde

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}, z_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix}, \omega = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{bmatrix}, \Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix}, v_t = \begin{bmatrix} v_{t1} \\ v_{t2} \end{bmatrix}.$$

Obecné vyjádření standardního tvaru neomezeného  $m$ -rozměrného modelu VAR ( $p$ ) v maticové podobě uvádí Hušek (2009) takto

$$z_t = \omega + \Pi_1 z_{t-1} + \Pi_2 z_{t-2} + \dots + \Pi_p z_{t-p} + v_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.4)$$

kde  $z_t$  je  $m \times 1$  vektor napozorovaných běžných hodnot endogenních proměnných,

$\omega$  je  $m \times 1$  vektor úrovnových konstant,

$\Pi_i$  je  $m \times m$  matice parametrů endogenních proměnných, zpožděných o  $i$  období ( $i = 1, 2, \dots, p$ ),

$m$  je počet endogenních proměnných modelu a rovnic,

$p$  je maximální délka zpoždění,

$v_t$  je  $m \times 1$  vektor normálně rozdělených složek, kde  $E(v_t) = 0$  a kovarianční matice  $E(v_t v_s') = \Sigma$  pro  $t = s$ , respektive 0 pro  $t \neq s$ , je pozitivně definitní.

Zápis (3.4) je soustava zdánlivě nezávislých rovnic se stejnou množinou vysvětlujících proměnných.

### 3.1.1 Přednosti a problémy modelu VAR

Mezi přednosti VAR modelů lze zařadit dle Cipry (2013), že všechny proměnné v modelu jsou endogenní, proto není potřeba specifikovat exogenitu a endogenitu determinantů, Další pozitiva, které uvádí je bohatá struktura díky závislosti proměnné na dalších hodnotách nejenom na svých vlastních zpožděních a bílém šumu, v redukováném tvaru VAR lze použít k odhadu klasickou metodu nejmenších čtverců a dle empirických zkušeností má VAR výborné výsledky v predikcích. Hušek (2009) řadí mezi pozitivní stránky modelu především jednoduchost. VAR modely umožňují určovat směr kauzality, což vede k přesnějším



predikčním schopnostem modelů. Obvykle jsou předpovědi v těchto modelech přesnější než například v rozsáhlých modelech simultánně závislých rovnic. Analýza impulzních odezev umožňuje sledování reakce libovolné proměnné na exogenní jednotkový šok zvolené proměnné. Další výhodou je dekompozice rozptylu vektoru ortogonalizovaných chyb předpovědi na dlouhý horizont, jehož výsledkem je určení velikosti podílu rozptylů jednotlivých impulzů na celkovém rozptylu.

Problémy spojeny s používáním VAR modelů jsou dle Cipry (2013) technická náročnost aplikace VAR modelu, problémy s určením řádu modelu, velký počet parametrů i při nižších řádech modelu a úprava proměnných kvůli předpokladu stacionarity může způsobit ztrátu důležitých vypovídacích schopností mezi jednotlivými časovými řadami. Jako kritiku VAR modelů Hušek (2009) jmenuje například nevhodnost modelů k volbě nástrojů hospodářské politiky z titulu převážně empirického charakteru a nezahrnutí teoretických východisek. Dalším negativem může být neovlivňování proměnných navzájem při aplikaci ortogonalizovaného šoku v jedné proměnné. Modely bývají často přeparametrizovány a výsledkem mohou být statisticky nevýznamné odhady parametrů, což vede k nepřesnému odhadu funkčních odezev. Testy kauzality zase nedokáží interpretovat význam odhadnutých parametrů ani délku jednotlivých impulzů.

## **3.2 Konstrukce modelu VAR**

Arlt a Arltová (2007) diskutují proces výstavby modelu, kdy tvrdí, že při odhadu modelu existují komplikace kvůli velkému počtu parametrů, které mohou mít stejnou autokorelační strukturu a je potřeba volit nejlepší korigovaný model. Odhady parametrů je také potřeba diagnosticky ověřit. V této části kapitoly je popsán postup při konstrukci VAR modelů. V rámci identifikace řádu modelů jsou uvedeny kritéria volby. Pozornost je věnována i aplikaci odhadu modelu. V rámci diagnostické kontroly modelu jsou diskutovány test stacionarity a test autokorelace.

### **3.2.1 Stacionarita časových řad**

Před specifikací modelu je nutné dosáhnout stacionárních časových řad. Hušek (2009) popisuje, že stacionaritu lze ověřit pomocí testů jednotkových kořenů jako například DF, ADF nebo testu Phillipse Perrona. Pokud časové řady nejsou stacionární lze dosáhnout stacionárnosti pomocí logaritmizace nebo použitím diferencí.

### 3.2.2 Identifikace řádu modelu

Cipra (2013) vysvětluje, že v praxi se k určení řádu  $p$  využívají identifikační procedury pomocí statistických testů nebo informačních kritérií. Cipra (2013) zmiňuje používání L-R testu jako příklad statistického identifikačního testu s kritickým oborem.

$$LR = n (\ln|\hat{\Sigma}_R| - \ln|\hat{\Sigma}_U|) > \chi^2_{1-\alpha}(qm^2), \quad (3.5)$$

kde  $\hat{\Sigma}_R$  je odhadnutá rozptylová matice odhadnuté reziduální složky v omezeném modelu s nulovými parametrickými maticemi  $\phi_i$  pro posledních  $q$  zpoždění a neomezenému modelu odpovídá matice  $\hat{\Sigma}_U$ .

Cipra (2013) podotýká, že lze využít Waldův test, který je klasickým F-testem, kde se pro výpočet  $p$ -hodnoty aplikuje  $\chi^2$  rozdělení.

Hušek (2009) popisuje, které identifikační kritéria lze ke stanovení maximální délky zpoždění využít. Podotýká, že nejčastěji se užívá minimum vícerozměrného Bayesovského informačního kritéria (BIC), jehož tvar je pro VAR(k)

$$BIC(k) = \ln|\hat{\Sigma}_k| + k^* \ln(T) T^{-1}, \quad (3.6)$$

kde  $k^*$  je celkovým počtem odhadnutých parametrů u zpožděných proměnných ve všech rovnicích  $m$ -rozměrného VAR(k) modelu, což je  $m^2 k$  a  $T$  je počtem efektivně využitých pozorování.

Dalším používaným informačním kritériem je podle Huška (2009) Akaikeho informační kritérium (AIC) ve tvaru

$$AIC(k) = \ln|\hat{\Sigma}_k| + 2k^* T^{-1}. \quad (3.7)$$

A jako další uvádí kritérium Hannovo-Quinnovo (HQIC) definované jako

$$HQIC(k) = \ln|\hat{\Sigma}_k| + 2k^* \ln[\ln(T)] T^{-1}. \quad (3.8)$$

Dle Huška (2009) platí, při porovnávání výsledků optimální délky zpoždění v jednotlivých kritériích, že BIC délku zpoždění podhodnocuje ze všech kritérií nejvíce a AIC stanovuje délku zpoždění zpravidla kratší než kritérium HQIC, avšak délky zpoždění mohou být stejné pro všechna kritéria.

### 3.2.3 Odhad modelu

Hušek (2007) tvrdí, že konzistentní a asymptoticky normálně rozdělené odhadované funkce parametrů lze získat klasickou metodou nejmenších čtverců (MNČ). Uvádí také, že lze použít metodu maximální věrohodnosti (MMV)<sup>3</sup>.

Hušek (2007) vysvětluje aplikaci MNČ na rovnici ve standardním tvaru modelu VAR(1) pro dvousložkový vektor nepodmíněných hodnot ( $Y_{1t}$ ,  $Y_{2t}$ ), která má tvar

$$y_t = \delta + II_1 y_{1-t} + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3.9)$$

Matice  $T$  pozorování s vysvětlujícími proměnnými  $X$  v rozměru  $T \times 3$  má tvar

$$X = \begin{bmatrix} 1 & y_{1,t-1} & y_{2,t-1} \end{bmatrix}. \quad (3.10)$$

Kde označil

$$y_1 = (Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{1T})', \quad \pi_1 = (\pi_{11}, \pi_{12}, \pi_{13})',$$

$$y_2 = (Y_{21}, Y_{22}, \dots, Y_{2T})', \quad \pi_2 = (\pi_{21}, \pi_{22}, \pi_{23})'$$

a odhadovaná funkce odvozená MNČ má pak tvar

$$\hat{\pi}_i = (X'X)^{-1} X'y_i, \quad i = 1, 2. \quad (3.11)$$

Kovarianční matice náhodných složek  $v_t$  daného dvourovnicového modelu má tvar

$$\Sigma \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix},$$

poté lze získat konzistentní odhad jejich prvků  $\sigma_{ij}$  ze vzorce

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{(y_i - X\hat{\pi}_i)'(y_i - X\hat{\pi}_i)}{T}, \quad i, j = 1, 2. \quad (3.12)$$

Pro stacionární VAR proces platí, že

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{X'X}{T}$$

je konečná regulární matice. Odhadovaná funkce  $\hat{\pi}_i$  pomocí MNČ je aproximativně normálně rozdělená a pro velký výběr  $T$  platí

$$\hat{\pi}_i \sim N[\pi_i \sigma_{ii} (X'X)^{-1}].$$

<sup>3</sup> Více o MMV jako o Maximum Likelihood Estimation vysvětluje například LÜTKEPOHL, Helmut. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, c2005. ISBN 3-540-40172-5.

Odhady parametrů VAR i asymptotických standardních chyb jsou podkladem asymptotických testů statistické významnosti odhadovaných předpovědí a funkcí, tedy dovolují určit  $t$ ,  $\chi^2$  a  $F$  statistiky, upřesňuje Hušek (2007).

### 3.2.4 Diagnostická kontrola modelu

Při diagnostice modelu je nejdůležitější kontrola stacionarity odhadnutého modelu. Tedy jde o splnění podmínky, kdy převrácené hodnoty kořenů odhadnutého autoregresního polynomu leží uvnitř jednotkového kruhu v komplexní rovině, jak upřesňuje Cipra (2013).

Cipra (2013) vysvětluje, že na časové řady se dále aplikují testy nekorelovanosti v odhadnuté reziduální složce tzn. ve vypočteném bílém šumu. Uvádí například Bartlettovu aproximaci, Q-test v  $m$ -rozměrné verzi s kritickým oborem, L-M test nebo Jarque-Bera test normality odhadnuté reziduální složky.<sup>4</sup>

## 3.3 Využití modelu VAR

Ekonomové využívají vektorové autoregresní modely velice často díky jednoduchému způsobu odhadu a flexibilitě, tvrdí Hušek (2009). Významné využití naleznou VAR modely při analýze impulzní odezvy jejíž popisu je věnována další podkapitola. V rámci využití modelů je v této části práce také popsáno fungování předpovědí ve VAR modelech. Dále je podkapitola věnována otázce Grangerovi kauzality. V závěru kapitoly je zmíněna i definice rozkladu rozptylu.

### 3.3.1 Odezva na impuls

V praxi je často důležité zkoumat odpověď jedné proměnné na impuls v jiné proměnné v celém systému časových řad. Analýza impulzní reakce vysvětluje efekt exogenního šoku nebo inovace v jedné z proměnných na některou nebo všechny ostatní proměnné. Například na systém rovnic skládajícím se z míry inflace a úrokové sazby může mít vliv zvýšení inflace. V reálném světě může být takový nárůst vyvolán exogenně mimo systém a to událostí, jako je například zvýšení cen ropy. Podobně zvýšení nebo snížení úrokové sazby může centrální banka spravovat z důvodů vlivů, které na systém působí zvenčí (Lütkepohl, 2007).

---

<sup>4</sup> Podrobněji o testech například CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.

Arlt a Arltová (2009) hovoří o analýze impulsní reakce jako o zkoumání vztahu mezi dvěma jednorozměrnými časovými řadami ve vícerozměrném systému. Jde totiž o rozbor reakce v jedné časové řadě vyvolanou impulsem v jiné časové řadě, ale systém zároveň obsahuje mnoho dalších časových řad. Cipra (2013) definuje odezvu na impuls jako reakci zvolené vysvětlované proměnné na impuls v jiné rovnici VAR modelu. Uvádí, také že v  $m$ -rozměrném modelu lze sledovat v okamžiku impulsu  $m^2$  odezev. Pokud je VAR model stacionární, účinek impulsů ve všech  $m^2$  případech odeznívá.

Hušek (2009) vysvětluje impulsní reakce na jednoduchém stacionárním autoregresním modelu AR(1)

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 2, 3, \dots, T, \quad (3.13)$$

který lze vyjádřit jako model klouzavých průměrů ve tvaru

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \varepsilon_{t-i}, \quad (3.14)$$

kde  $\varepsilon_t$  jsou náhodné proměnné charakteru bílého šumu, tedy inovace. Funkční odezvu pak lze definovat například pokud vlivem neočekávaného šoku jednotkové velikosti v období  $t-2$ , tj.  $\varepsilon_{t-2} = 1$ , pak vliv na  $y_t$  bude  $\rho^2$ , protože  $\partial y_t / \partial \varepsilon_{t-2} = \rho^2$ . Tímto způsobem lze stanovit funkční odezvu pro VAR model. Hušek (2009) vychází ze standardního tvaru  $m$ -rozměrného VAR( $p$ ) modelu (3.4) a předpokladu, kde  $z_t$  je  $I(0)$ . Rovnice pak bude mít ve formě modelu klouzavých průměrů tvar

$$z_t = \varphi_0 v_t + \varphi_1 v_{t-1} + \varphi_2 v_{t-2} + \dots, \quad (3.15)$$

kde  $\varphi_0 = I_m$  a matice  $\varphi_s$  lze rekursivně spočítat na základě chyb předpovědí vektoru  $z_t$ , kde zároveň platí

$$\varphi_s = \sum_{i=1}^s \varphi_{s-i} \Pi_i, \quad s = 1, 2, \dots, \quad (3.16)$$

$\Pi_0 = I_m$  a  $\Pi_i = 0$  pro  $i > p$ .

Koeficienty v rovnici (3.22) jsou odezvami na impulsy v systému. Matice  $\varphi_s$  lze vyjádřit rovnicí

$$\varphi_s = \frac{\partial z_{t-s}}{\partial v_t}, \quad (3.17)$$

kde velikost impulsních reakcí  $z_{t+s}$  na jednotkovou změnu v  $z_{t,j}$  vyjadřují  $ij$ -té prvky matice  $\varphi_s$  a zároveň jakékoliv minulé hodnoty  $z_t$  jsou konstantní. Změna v  $z_{t,i}$  je dána jako posloupnost a

lze ji měřit jednotkovými šoky  $v_{t,i}$ . Proto prvky  $\varphi_s$  znázorňují odezvy složek  $z_t$  na impulsy  $v_t$ . Dále platí, že  $\varphi_s$  se blíží nule, když  $s$  se blíží nekonečnu, což znamená že vliv jednotkového šoku je po čase nulový, uvádí Hušek (2009) a doplňuje, že pro měnící se hodnoty  $s$  lze díky tomu spočítat nebo znázornit graficky kumulativní funkce odezvy, jež znázorňují reakci  $i$ -té proměnné VAR modelu na exogenní jednotkový impuls v  $j$ -té proměnné v čase  $t + s$ .

Arlt a Arltová (2009) upozorňují, že jednotlivé veličiny náhodného vektoru jsou korelované, a to může být problémem. Nelze uvažovat, že pokud jedna veličina bude mít v daném čase hodnotu jedna, ostatní veličiny budou ve stejném čase nulové. Lütkepohl (2007) uvádí, že korelace nesystematických složek může naznačovat, že šok v jedné proměnné je pravděpodobně doprovázen šokem v jiné proměnné. V tomto případě nastavení všech ostatních reziduí na nulu může poskytnout zavádějící informaci o skutečných dynamických vztazích mezi proměnnými. Doporučuje se analýzu impulzních odezev provádět v systému, ve kterém jsou veličiny nesystematické složky nekorelované. Transformace proměnných na nekorelované se nazývá ortogonalizace. Pokud je ortogonalizovaném systému změněna jedna složka vektoru, nebude to mít vliv na jiné složky. Cipra (2013) uvádí, že ortogonalizaci lze provést například pomocí Choleského rozkladu.

Pomocí Choleského rozkladu lze proces (3.22) přepsat do tvaru

$$z_t = \psi_0 w_t + \psi_1 w_{t-1} + \psi_2 w_{t-2} + \dots, \quad (3.18)$$

kde posloupnost  $\psi_i = \varphi_i P$  ( $i = 0, 1, 2, \dots$ ). Matice  $\psi_0 = P$  je dolní trojúhelníková, proto lze aby ortogonalizovaný šok v první proměnné ovlivnil všechny proměnné, ale šok v dalších proměnných má vliv jen na následující proměnné.

### 3.3.2 Další využití

V této práci budou VAR modely použity k analýze impulzních odezev. Existuje ale řada dalších možností, jak v ekonomii tyto modely využít. Je žádoucí tyto možnosti VAR modelů popsat a definovat. Jedná se o předpovědi v modelu, Grangerovu kauzalitu a rozklad rozptylu.

Jedním z možných efektivních využití VAR modelů jsou tedy předpovědi v modelu. Hušek (2007) tvrdí, že stanovení krátkodobých předpovědí *ex ante* v modelu VAR lze dosáhnout extrapolací. Výklad zakládá na dvourovnicovém modelu VAR(1) pro dvousložkový vektor endogenních proměnných  $Y_{1t}$  a  $Y_{2t}$  jež vyjadřuje v maticové podobě jako

$$y_t = \delta + I I_1 y_{t-1} + v_t, \quad E(v_t) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3.19)$$

Předpověď hodnot vektoru  $y$  v období  $T$  na období  $T+1$  je (rovnice bez vektoru úrovnových konstant  $\delta$ )

$$\hat{y}_{T+1|T} = E(y_{T+1} | y_T, y_{T-1}, \dots) = II_1 y_T, \quad (3.20)$$

tedy optimální předpověď pro  $y_{T+1}$  je podmíněným očekáváním  $\hat{y}_{T+1}$  na konci období  $T$ .

Obecný přepis předpovědi pro  $T+h$  pro  $y_T$  má tvar

$$\hat{y}_{T+h|T} = II_1^h y_T, \quad (3.21)$$

protože

$$y_{T+h} = II_1^h y_T + II_1^{h-1} v_{T+1} + \dots + II_1 v_{T+h-1} + v_{T+h}. \quad (3.22)$$

Jiným způsobem, kterým se dá využít modely VAR je Grangerova kauzalita. Lütkepohl (2007) uvádí, že Grangerovu kauzalitu je poměrně snadné aplikovat na VAR modely. Základní myšlenkou je, že příčina jevu nemůže přijít až po jejím následku. Pokud tedy proměnná  $x$  ovlivní proměnnou  $z$ , první proměnná by měla pomoci zlepšit předpovědi pro druhou proměnnou. Cipra (2013) definuje Grangerovu kauzalitu jako existenci korelovanosti mezi současnou hodnotou jedné proměnné a minulými hodnotami jiných proměnných.

Hušek (2007) vysvětluje testovací postupy Grangerovy kauzality na časových řadách dvou proměnných  $Y_t$  a  $X_t$ . Při testování nulové hypotézy, kdy proměnná  $X_t$  nepodmiňuje  $Y_t$ , vychází se z lineární regrese  $Y_t$  na zpožděných hodnotách  $Y$  a na stejně zpožděných hodnotách  $X$ . Jedná se o tzv. neomezenou regresi, kterou lze vyjádřit jako

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + u_t, \quad (3.23)$$

kde maximální zpoždění  $p$  je libovolně dlouhé. Pokud koeficienty  $\beta_i = 0$  ( $i = 1, 2, \dots, p$ ), proměnná  $X_t$  neodpovídá předpokladu Grangerovy kauzality. Podobně vyjadřuje lineární závislost  $Y_t$  na hodnotách jejích zpožděných o počet období  $p$  ve tvaru

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + u_t, \quad (3.24)$$

jež lze nazvat omezenou regresí.

K testování statistické významnosti zpožděných hodnot proměnné  $X$  z rovnice (3.23) je možné využít  $F$  test s  $q$  a  $T - m$  stupni volnosti, přičemž statistika pro stacionární procesy je vyjádřena rovnicí

$$F = \frac{(e'e)_O - (e'e)_N}{q(e'e)_N} (T - m), \quad (3.25)$$

kde  $(e'e)_O - (e'e)_N$  jsou součty čtverců reziduí v omezené a neomezené regresi,  $T$  je počet pozorování,  $m$  je počet odhadnutých parametrů v neomezené regresi a  $q$  je počet omezení parametrů.

Pokud je zjištěno pomocí  $F$  testu, že parametry  $\beta_i$  se liší od nuly, je nulová hypotéza zamítnuta a  $X_t$  nepodmiňuje proměnnou  $Y_t$  dle podmínky Grangerovy kauzality. Dalším postupem je testování nulové hypotézy, kde proměnná  $Y_t$  nepodmiňuje ve smyslu Grangerovy kauzality proměnnou  $X_t$ . K tomuto testování je použit stejný postup. Pokud je v druhém kroku přijata nulová hypotéza, že proměnná  $Y_t$  nepodmiňuje  $X_t$ , lze dospět k závěru, že  $X_t$  podmiňuje  $Y_t$ . Tento výsledek je interpretován jako vztah, kdy proměnná  $X_t$  může zlepšovat správnost předpovědi proměnné  $Y_t$  (Hušek, 2007).

Posledním zajímavým využitím VAR modelu je rozklad rozptylu. Rozklad rozptylu zkoumá vliv inovací v jednotlivých rovnicích na vybranou proměnnou. Cipra (2013) popisuje rozklad rozptylu jako metodu, která určuje kolik z rozptylu chyby předpovědi o  $h$  krocích dopředu pro vybraný vysvětlovaný determinant, je vysvětleno inovací v jednotlivých rovnicích ( $h = 1, 2, \dots$ ). V reálu pro vysvětlovanou proměnnou rovnice se na vysvětlení rozptylu předpovědní chyby nejvíce podílí právě inovace ve zvolené rovnici. Podrobně tuto metodu vysvětluje Lütkepohl (2007), který tvrdí, že tuto metodu lze použít, pokud inovace reálně řídí systém rovnic.

### 3.4 Kointegrace

Časové řady často vykazují trend, jež lze odstranit diferencemi proměnných. Zaváděním diferencí do časových řad je dosaženo stacionarity, avšak difference mohou zapříčinit problémy při odhadu modelu. Kointegrované proměnné umožňují použití proměnných v jejich původních hodnotách, vysvětluje Hušek (2009) a definuje kointegrované časové řady, jako případ, kdy se vzájemně závislé proměnné  $x$  a  $y$  vyvíjí stejným směrem, mají shodné trendy a vzájemné kombinace jsou nestacionární. Arlt a Arltová (2009) tvrdí, že tyto vztahy mezi časovými řadami souvisí s pojmem ekvilibrium, což definují jako rovnovážný stav. Vysvětlují, že systém je vystavován různým šokům, proto v daném čase nikdy není ve stavu ekvilibria, ale může se dostat do stavu, který k rovnováze v dlouhém období konverguje, tedy v dlouhodobém ekvilibriu. Statisticky definují tento stav jako kointegraci časových řad.



### 3.5 Vektorové modely korekce chyby

Arlt a Arltová (2009) hovoří o modelech s kointegrovanými proměnnými jako o modelech korekce chyb (dále také VEC<sup>5</sup> modely). Obsahují jak krátkodobé, tak dlouhodobé vztahy mezi procesy. Tyto modely umožňují oddělit tyto druhy vztahů a zkoumat je každý zvlášť. Dle Huška (2009) modely nevyžadují stacionaritu proměnných, pokud se mezi nimi vyskytuje kointegrace. Pokud je model VAR sestaven ze stacionárních řad upravených diferencemi a jsou navíc kointegrované, vzniká v modelu specifikační chyba při odhadu, jak již bylo řečeno. Je tedy žádoucí použití VEC modelu. Hušek (2009) vysvětluje, že VEC model vychází z víceroznicového systému pro jednotlivé proměnné, stejně jako modely VAR. Uvádí VEC model pro dvě proměnné  $y_t$  a  $x_t$

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_{11}\Delta y_{t-1} + \gamma_{11}\Delta x_{t-1} + \eta_1(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + u_{t1}, \quad (3.26)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_{21}\Delta y_{t-1} + \gamma_{21}\Delta x_{t-1} + \eta_2(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + u_{t2}, \quad (3.27)$$

kde  $y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1} = e_{t-1}$ . Jedná se o korekční chybový člen. V modelu se může vyskytovat více než jeden kointegrační vztah. V takovém případě je v každé rovnici více korekčních chybových členů. Model může mít i více zpoždění než jedno a  $m > 2$  proměnných

### 3.6 Konstrukce VEC modelu

Pokud je při testování stacionarity časových řad pomocí ADF testu zjištěna nestacionárnost časových řad, obsahují časové řady stochastické trendy a je tedy žádoucí konstruovat VEC model namísto VAR modelu. Dalším krokem je zjišťování, zda mezi časovými řadami existuje kointegrační vztah. Cipra (2008) vysvětluje, že testováním kointegrace lze určit počet kointegračních vztahů ve VAR modelu. Kointegrace se nejčastěji testuje pomocí Johansenových testů. Testy jsou založeny na MMV s úplnou informací, které v modelu korekce chyby měří závislost mezi vektory. Hušek (2009) tvrdí, že testy jsou citlivé na délku zpoždění a na nezávislém normálním rozdělení náhodných složek.

Jakmile je určen počet kointegračních rovnic, lze příslušný model odhadnout. Hušek (2009) dodává, že model je odhadován pomocí MMV s úplnou informací. Rozdíl proti odhadu VAR modelu je ten, že ve VEC modelu je pomocí MNČ odhadován pouze kointegrační parametr samostatně.

---

<sup>5</sup> Zkratka anglického vyjádření *vector error correction model* nebo také EC model z anglického vyjádření *error correction* či *equilibrium correction model*.

## 4 Ekonometrická analýza vlivu devizových intervencí na export

Devizové intervence a jejich vliv na export je analyzován v této kapitole pomocí vektorového autoregresního modelu. Postup při aplikaci VAR modelů byl popsán v kapitole 3 a v této kapitole bude aplikován na model exportu České republiky a analyzován pomocí impulzních odezev. Následující text se věnuje formulaci modelu, popisu dat a jejich stacionarizaci. V další části bude odhadnut model, identifikován řád modelu a bude provedena diagnostická kontrola modelu. V neposlední řadě bude podkapitola věnována samotné analýze impulzních odezev. Na stejné časové řady bude v této kapitole aplikován i VEC model, kdy je nejprve testována kointegrace a poté bude konstruován tento vektorový model korekce chyby. V závěru kapitoly jsou hodnoceny a diskutovány empirické výsledky.

### 4.1 Formulace VAR modelu

Předmětem této práce je zkoumání vztahu mezi exportem ČR a změnou kurzu koruny vůči euru během devizových intervencí ČNB v letech 2013 až 2017. Vzhledem k tomu byly do modelu zahrnuty proměnné export zboží (EX), index průmyslové produkce domácí ekonomiky (IPP), index průmyslové produkce eurozóny (IPPEA), nominální kurz CZK/EUR (KURZ) a ceny exportu (PEX).

Vektorová autoregrese je víceroznicový regresní model. Pokud je vycházeno z definice Huška (2009) v kapitole 3.1, a pokud je vybrána z řady vektorových autoregresí pouze rovnice exportu, lze při volbě jedné délky zpoždění rovnici vyjádřit ve formě

$$EX_t = \omega_1 + \beta_{11}EX_{t-1} + \alpha_{11}IPP_{t-1} + \alpha_{11}IPPEA_{t-1} + \alpha_{11}KURZ_{t-1} + \alpha_{11}PEX_{t-1} + v_{t1}. \quad (4.1)$$

Jde o spojení časové řady exportu a strukturálních modelů simultánních rovnic vybraných proměnných. K formulaci rovnice 4.1 bylo vybráno jedno zpoždění, ale před samotným odhadem modelu bude pomocí testů stanoven optimální řád modelu, tedy počet zpoždění. Následná rovnice tak může být rozšířena o další zpožděné proměnné.

Předpokladem je, že při růstu průmyslové produkce poroste i export zboží. V odhadnutém VAR modelu se tedy u koeficient  $\alpha$  předpokládá kladné znaménko. Vliv indexu průmyslové produkce předpokládá záporné znaménko u koeficientu  $\alpha$ , tedy, že při růstu

produkce eurozóny poklesne domácí export zboží. Koeficient  $\alpha$  u kurzu koruny vůči euru by měl být vzhledem ke kótování kladný. To znamená, že růst kurzu CZK/EUR je oslabením koruny, a tedy následuje předpoklad růstu exportu. Vztah mezi cenami exportu a objemem exportu se předpokládá se záporným koeficientem  $\alpha$ , protože růst cen exportu způsobí pokles vyváženého zboží. Tyto předpokládané vztahy se mohou lišit v závislosti na počtu zpoždění zahrnutých do modelu.

## 4.2 Popis dat a jejich stacionarizace

Celý vzorek dat obsahuje měsíční data od května 2010 do dubna 2017, tedy 84 pozorování. Důvod zvolení této délky časových řad je, že zahrnuje období devizových intervencí ČNB a sahá do minulosti se stejným počtem období, jako trvaly intervence ČNB, tedy 42 období před intervencemi a 42 období během intervencí. Zároveň data od roku 2010 neobsahují výrazné výkyvy v ekonomice způsobené světovou ekonomickou krizí, která se na časových řadách nejvíce projevuje během let 2008 a 2009. Data exportu zboží, indexu vývozních cen a nominálního kurzu CZK/EUR jsou čerpány z databáze ČNB ARAD (ČNB, 2018e, f, g). Index průmyslové produkce České republiky a eurozóny pochází z databáze OECD (OECD, 2018). K analýze modelu je používán program EViews 7.1.

Tabulka 4.1 uvádí popisné statistiky zvolených vstupních časových řad. Tabulka 4.2 obsahuje popisné statistiky upravených a diferencovaných časových řad, které budou použity k odhadu modelu. U následujících grafů je popsáno, jak byly časové řady upraveny a jejich vývoj je znázorněn v grafu v původních vstupních hodnotách a také v upraveném tvaru tak, jak budou použity ke konstrukci modelu, tedy v diferencích logaritmů. Je zde také uveden popis průběhu jednotlivých proměnných ve sledovaném čase.

Tabulka 4.1 Výstup EViews 7.1 pro popisné statistiky vstupních časových řad

	EX	IPP	IPPEA	KURZ	PEX
Mean	133.3891	110.1857	102.5762	103.5145	99.67976
Median	132.4110	108.1500	102.3500	104.3160	99.55000
Maximum	184.4305	126.2000	106.9000	110.3057	104.7000
Minimum	93.56724	96.70000	99.10000	95.95414	93.10000
Std. Dev.	20.67672	6.942312	1.908864	4.584325	2.946747
Skewness	0.001357	0.534740	0.258256	-0.237580	-0.163405
Kurtosis	2.152500	2.311325	2.195663	1.542489	2.330780

Zdroj dat: ČNB (2018e, f, g), OECD (2018)

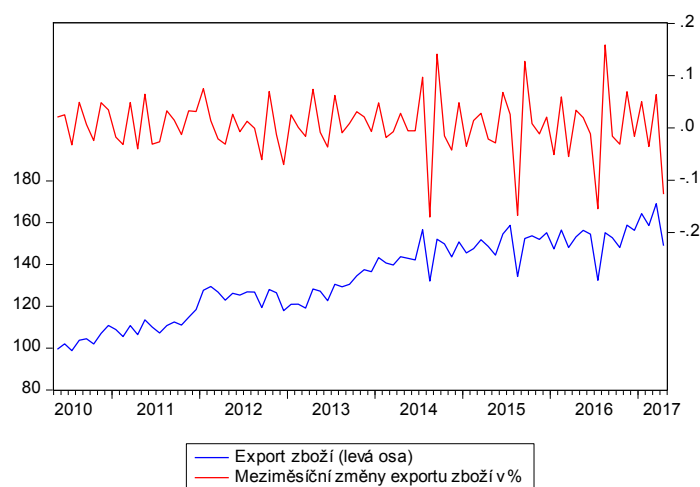
Tabulka 4.2 Výstup EViews 7.1 pro popisné statistiky diferencovaných časových řad

	DLN EX SA	DLN IPP	DLN IPPEA	DLN KURZ	DLN PEX SA
Mean	0.005057	0.003208	0.000711	0.000690	0.000780
Median	0.003907	0.003738	0.000971	0.000000	0.000482
Maximum	0.158782	0.108003	0.023913	0.048308	0.029884
Minimum	-0.170411	-0.105543	-0.018692	-0.028625	-0.019593
Std. Dev.	0.056624	0.024754	0.008298	0.010534	0.007863
Skewness	-0.476039	0.055566	0.056229	1.007340	0.930175
Kurtosis	5.038273	9.916093	2.856278	7.529561	5.199668

Zdroj dat: ČNB (2018e, f, g), OECD (2018), vlastní výpočty

Graf 4.1 znázorňuje měsíční export zboží očištěný od sezónních vlivů přepočtený na index, kde průměr roku 2010 = 100. Proměnná v grafu, která je znázorněna červeně, byla získána diferencemi logaritmů exportu zboží. Jedná se tedy o meziměsíční změny exportu v procentech. Takto upravená časová řada bude zahrnuta do modelu. V grafu lze pozorovat výrazné výkyvy v exportu po zavedení kurzového závazku Českou národní bankou.

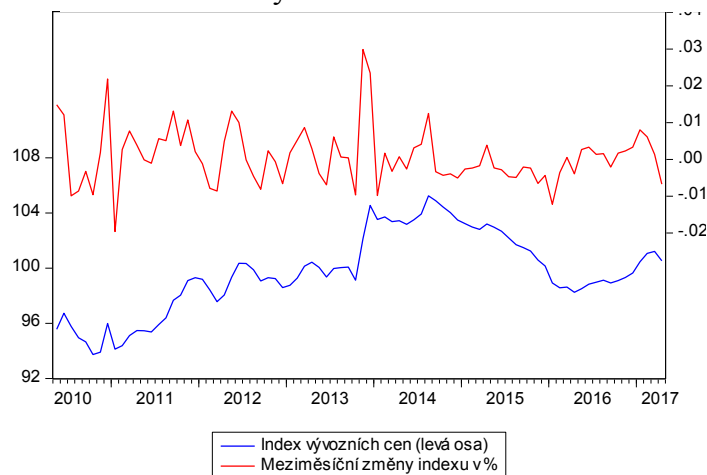
Graf 4.1 Export zboží



Zdroj dat: ČNB (2018e), vlastní výpočty

Graf 4.2 zachycuje vývoj měsíčního indexu vývozních cen, kde průměr roku 2005 = 100. V grafu je tento index sezónně očištěn a dále se bude také pracovat se sezónně očištěnou časovou řadou. Červená křivka opět znázorňuje difference logaritmů a jedná se tedy o meziměsíční změny vývozních cen. Takto upravená časová řada bude zahrnuta do modelu. Lze pozorovat nárůst vývozních cen koncem roku 2013. Během let 2014 a 2015 měly ceny exportu klesající trend, poté je opět viditelný mírný růst cen vývozu.

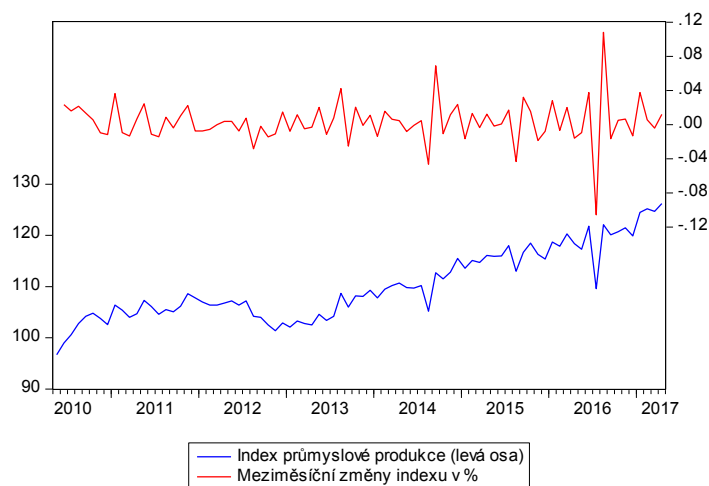
Graf 4.2 Index vývozních cen



Zdroj dat: ČNB (2018f), vlastní výpočty

V Grafu 4.3 lze vidět měsíční vývoj indexu průmyslové produkce se základním rokem 2010. Tato časová řada je sezónně očištěna a dále upravena na difference logaritmů (červená křivka), které v tomto případě znázorňují meziměsíční tempa růstu v procentech. Diferencovaná časová řada bude součástí modelu. Index průmyslové produkce rovněž zaznamenal výrazné výkyvy během let 2014, 2015 a 2016.

Graf 4.3 Index průmyslové produkce

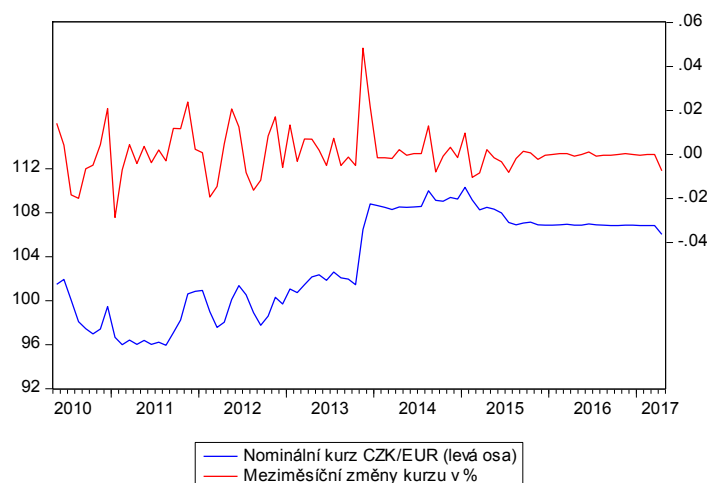


Zdroj dat: OECD (2018), vlastní výpočty

Graf 4.4 popisuje vývoj měsíčních průměrů nominálního kurzu CZK/EUR. Časová řada je znázorněna v přepočtu na index, kde byl stanoven průměr roku 2010 jako 100. A zároveň graf znázorňuje vývoj diferencí logaritmů, tedy meziměsíčních změn nominálního kurzu CZK/EUR v procentech a takto bude zahrnut do modelu. Vývoj nominálního kurzu CZK/EUR

byl před intervencemi volatilní a od listopadu roku 2013, kdy ČNB záměrně oslabila kurz lze v grafu vidět poměrně stabilní vývoj kurzu na jedné hladině.

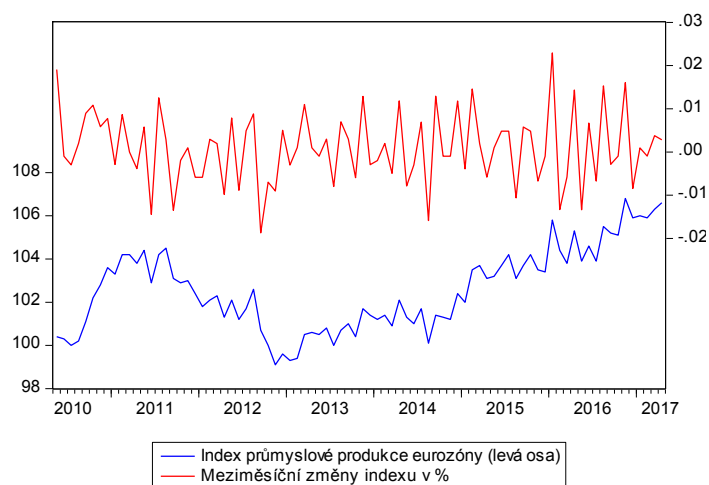
Graf 4.4 Nominální kurz CZK/EUR



Zdroj dat: ČNB (2018g), vlastní výpočty

Graf 4.5 zobrazuje měsíční vývoj indexu průmyslové produkce eurozóny. Index je normován k základnímu roku 2010, kde průměr tohoto roku je 100. Červená křivka znázorňuje difference logaritmů, což jsou meziměsíční změny průmyslové produkce eurozóny a v této formě budou zahrnuty do modelu. Průmyslová produkce eurozóny rostla do poloviny roku 2010, poté měla klesající trend a nejnižších hodnot dosahovala v letech 2012 a 2013. Do roku 2017 už průmyslová produkce eurozóny postupně rostla.

Graf 4.5 Index průmyslové produkce eurozóny



Zdroj dat: OECD (2018), vlastní výpočty

Ke správnému odhadu modelu je nezbytné použít stacionární časové řady. Stacionárnost časových řad lze otestovat. Byl proveden rozšířený Dickey-Fullerův test (dále ADF test<sup>6</sup>) jednotkového kořene na jednotlivé časové řady. Tabulka 4.3 zobrazuje výsledky testů pro časové řady v úrovních. Nulovou hypotézou je tvrzení, že časová řada není stacionární. Dle výsledků časové řady v úrovních nejsou stacionární, protože p-hodnota je větší než zvolená hladina významnosti 0,05 a nulová hypotéza nemůže být zamítnuta. Proto byly provedeny testy stacionarity pro diferencované časové řady a jejich výsledky ukazuje Tabulka 4.4. První difference časových řad jsou dle výsledků v tabulce stacionární na hladině významnosti 0,05, protože p-hodnota je nižší než zvolená hladina významnosti a nulová hypotéza je zamítnuta. Na základě tohoto zjištění budou v modelu použity diferencované časové řady.

Tabulka 4.3 ADF-test časových řad v úrovních

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)  
Intermediate ADF test results

Series	Prob. <sup>7</sup>	Lag <sup>8</sup>	Max Lag <sup>9</sup>	Obs <sup>10</sup>
EX_SA	0.5620	2	11	84
IPP	0.9695	2	11	81
IPPEA	0.8657	2	11	81
KURZ	0.7044	0	11	84
PEX_SA	0.3176	0	11	84

Zdroj: vlastní výpočty v programu EViews 7.1

<sup>6</sup> ADF test je zkratka Augmented Dickey-Fuller test

<sup>7</sup> P-hodnota

<sup>8</sup> Zahrnutý počet zpoždění dle ADF-testu

<sup>9</sup> Maximální počet zpoždění dle ADF-testu

<sup>10</sup> Počet pozorování

Tabulka 4.4 ADF-test diferencovaných časových řad

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)  
Intermediate ADF test results

Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
DLN_EX_SA	0.0001	1	11	84
DLN_IPP	0.0000	1	11	81
DLN_IPPEA	0.0000	1	11	81
DLN_KURZ	0.0000	0	11	84
DLN_PEX_SA	0.0000	0	11	84

Zdroj: vlastní výpočty v programu EViews 7.1

### 4.3 Identifikace řádu modelu

Při odhadu modelu je důležité určení optimálního řádu modelu, tedy počtu zpoždění. V kapitole 3.2.2 byla popsána kritéria, podle nichž lze zvolit délku zpoždění VAR modelu. Program Eviews poskytuje k identifikaci řádu modelu kritéria dle statistického testu LR a informační kritéria, jako jsou Akaikeho (AIC), Schwarzovo (SC), Hannovo-Quinnovo (HQ) a FPE kritérium. Následující Tabulka 4.5 znázorňuje výsledky jednotlivých kritérií. Nejlepší hodnota pro každé kritérium je označena hvězdičkou. V této hodnotě je pak podle konkrétního kritéria optimální zvolit zpoždění.

Tabulka 4.5 Výsledky kritérií pro optimální volbu zpoždění

VAR Lag Order Selection Criteria  
Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1114.172	NA	2.12e-19	-28.80967	-28.65747*	-28.74879
1	1159.469	83.53343	1.25e-19	-29.33684	-28.42367	-28.97158*
2	1185.834	45.19799*	1.22e-19*	-29.37231*	-27.69817	-28.70267
3	1209.327	37.22229	1.29e-19	-29.33316	-26.89804	-28.35914
4	1219.870	15.33615	1.96e-19	-28.95767	-25.76157	-27.67926
5	1243.624	31.46604	2.16e-19	-28.92530	-24.96823	-27.34251
6	1267.319	28.31085	2.48e-19	-28.89141	-24.17336	-27.00423

Zdroj: vlastní výpočty v programu EViews 7.1

Dle LR-testu a kritérií FPE a Akaikeho je optimální délka zpoždění dvě období. Hannovo-Quinnovo kritérium upřednostňuje jedno zpoždění v modelu a Schwarzovo kritérium



nedoporučuje zpoždění žádné. Do odhadu VAR modelu budou aplikována dvě zpoždění na základě doporučení většiny kritérií, jež poskytuje program EViews 7.1.

#### 4.4 Odhad VAR modelu

Nyní lze vybraný model odhadnout. Všechny odhadnuté vztahy jsou znázorněny v Příloze 1. Z odhadnutého modelu byla vybrána z řady vektorových autoregresí rovnice exportu (4.2). Z odhadnutého modelu lze vyčíst význam vysvětlujících proměnných a jejich zpoždění na vysvětlovanou proměnnou. Vztahy všech proměnných, jež ovlivňují export zboží lze zapsat ve tvaru

$$\begin{aligned} EX_t = & 0,012^* - 0,816 EX_{t-1}^{***} - 0,555 EX_{t-2}^{***} - 0,017 IPP_{t-1} + 0,170 IPP_{t-2} - \\ & 0,282 IPPEA_{t-1} + 0,458 IPPEA_{t-2} + 0,027 KURZ_{t-1} + 0,657 KURZ_{t-2} + \\ & 0,700 PEX_{t-1} - 0,056 PEX_{t-2} + v_t, \end{aligned} \quad (4.2)$$

kde hvězdičky určují statistickou významnost proměnné v modelu. Jedna hvězdička pro hladinu významnosti nižší než 0,05, dvě pro významnost nižší než 0,01 a tři pro 0,001. Nejvíce statisticky významnými determinanty, které ovlivňuje export jsou vlastní zpožděné exportu a konstanta.

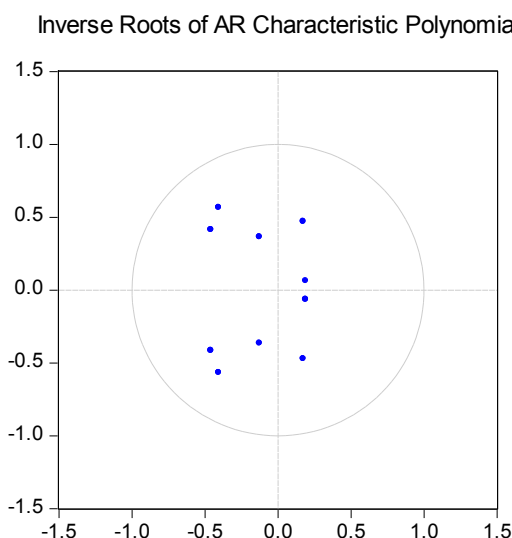
Růst indexu průmyslové produkce zpožděný o jedno období má na velikost exportu zboží negativní vliv, ale index zpožděný o dvě období již ovlivňuje export pozitivně. Stejný vliv na export zboží ČR má i index průmyslové produkce eurozóny, tedy index zpožděný o jedno období má na export zboží negativní vliv, ale index zpožděný o dvě období ovlivňuje export pozitivně. Znaménka koeficientů u proměnných kurzu mají kladnou hodnotu. Tedy dle kótování proměnné, znehodnocení kurzu má pozitivní vliv na export, což potvrzuje ekonomický předpoklad. Vliv růstu cen exportu zpožděném o jedno období na export zboží je kladný, avšak ceny exportu zpožděné o dvě období mají na export již negativní vliv.

Koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,48 a korigovaný koeficient determinace je 0,40. Zvolené determinanty tak vysvětlují změny exportu zboží 48 %.

## 4.5 Diagnostická kontrola VAR modelu

Podmínka stacionarity a stability odhadnutého modelu je znázorněna pomocí jednotkového kruhu, kdy převrácené hodnoty kořenů odhadnutého autoregresního polynomu leží uvnitř kruhu, jak lze vidět v Obrázku 4.1. Tato podmínka je tedy splněna a model může být podroben dalším testům.

Obrázek 4.1 Převrácené hodnoty kořenů odhadnutého regresního polynomu



Zdroj: vlastní výpočty pomocí EViews 7.1

Výsledky všech dalších provedených testů, jako jsou LM test, korelogramy odhadnutých reziduí a Jarque-Bera test, jsou znázorněny v Příloze 2. Vzájemná nezávislost náhodných složek jednotlivých pozorování v odhadnutých reziduích je testována pomocí LM testu. Byly vytvořeny i korelogramy pro Bartlettovu aproximaci odhadnutých reziduí se zakreslenými kritickými mezemi. Dle výsledků LM testu lze konstatovat, že v modelu se nevyskytuje autokorelace ve zvoleném druhém řádu zpoždění, protože nelze zamítnout nulovou hypotézu, že odhadovaná rezidua jsou nekorelovaná. Dále byl na odhadnuté reziduální složky aplikován Jarque-Bera test normality. Nulová hypotéza byla stanovena tak, že rezidua mají normální rozdělení. Aby byla nulová hypotéza přijata, p-hodnoty musí být větší než hladina významnosti 0,05. Dle výsledků testu, odhadnutá rezidua nemají normální rozdělení u dvou proměnných.

## 4.6 Analýza impulzních odezev VAR modelu

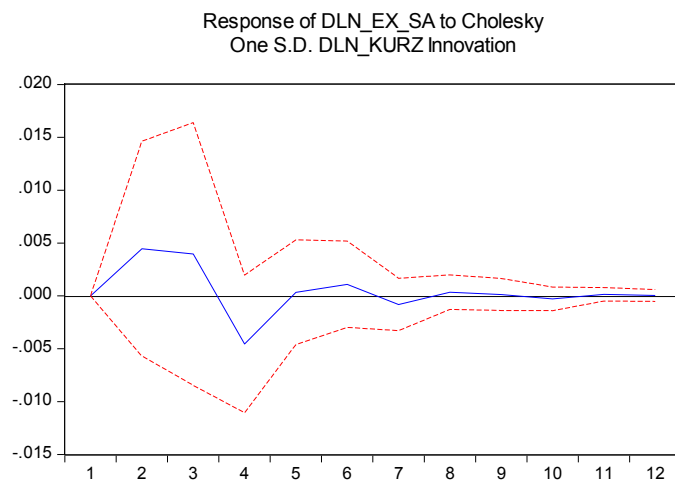
Pro odhadnutý VAR model byly provedeny analýzy impulzní odezvy. Nejprve obrázky znázorňují odezvu exportu zboží na impulz v ostatních proměnných zahrnutých do modelu. V další části jsou znázorněny impulzní odezvy vybraných proměnných na impulz v kurzu, aby mohl být analyzován vliv devizových intervencí na model. Všechny vzájemné impulzní reakce jsou k nahlédnutí v Příloze 3.

Vytvářením impulzních odezev v programu EViews 7.1 se generuje impulz jednonásobku směrodatné odchylky bílého šumu ortogonalizovaného podle Choleského rozkladu. Pokud se křivka pohybuje nad nulovou hranicí, jde o pozitivní odezvu. Naopak pokud se křivka impulzní odezvy pohybuje pod nulovou hranicí, má impulz negativní odezvu v dané proměnné. Na vertikálních osách lze vyčíst sílu reakce. Po vynásobení stem lze sílu reakce interpretovat v procentech. Horizontální osa představuje v tomto případě měsíce. Lze tedy sledovat průběh impulzní reakce v čase, v tomto případě po dobu 12 měsíců. Impulzy ve všech sledovaných proměnných postupně odeznívají. Je tedy potvrzena stabilita modelu

Obrázek 4.2 znázorňuje odezvu exportu zboží na impulz v kurzu CZK/EUR. Pozitivní impulz v nominálním kurzu CZK/EUR lze interpretovat jako oslabení koruny, což vyplývá z kótování nominálního kurzu CZK/EUR. Impulzní odezva proto může představovat situaci, kdy ČNB oslabila kurz koruny ve sledovaném období. Z odezvy exportu zboží na impulz v kurzu lze vyčíst, že změna kurzu má během prvních tří období pozitivní odezvu v exportu a během 4. období je naopak reakce exportu zboží negativní. Poté se opět projeví velmi mírná pozitivní reakce a vliv impulzu odeznívá. Během druhého období dosahuje odezva svého

vrcholu, konkrétně téměř 0,5 %. Ve čtvrtém období lze pozorovat vrchol negativní odezvy o stejné velikosti.

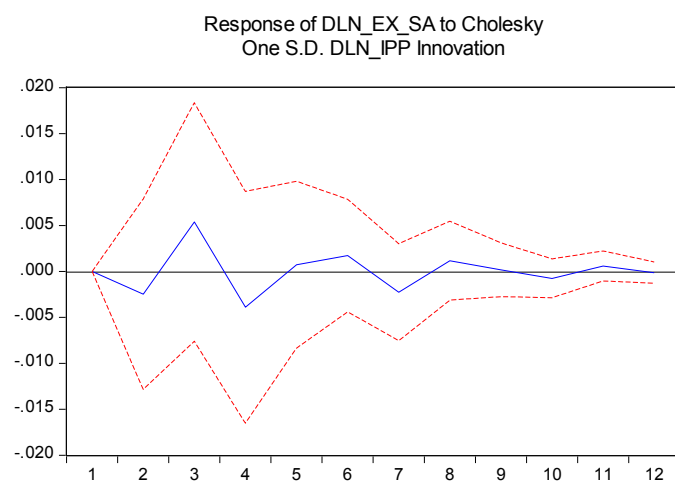
Obrázek 4.2 Analýza odezvy exportu na impulz v kurzu



Zdroj: vlastní zpracování v programu EViews 7.1

Na Obrázku 4.3 lze pozorovat reakci exportu zboží na impulz v průmyslové produkci. Export zboží na impulz reaguje v prvních dvou obdobích lehce negativně a ve 3. období se projeví pozitivní reakce. Ve 4. období následuje negativní odezva a impulzní reakce začne odeznívat. Nejvyššího pozitivního vrcholu dosahuje odezva exportu zboží ve 3. období, konkrétně 0,5 %.

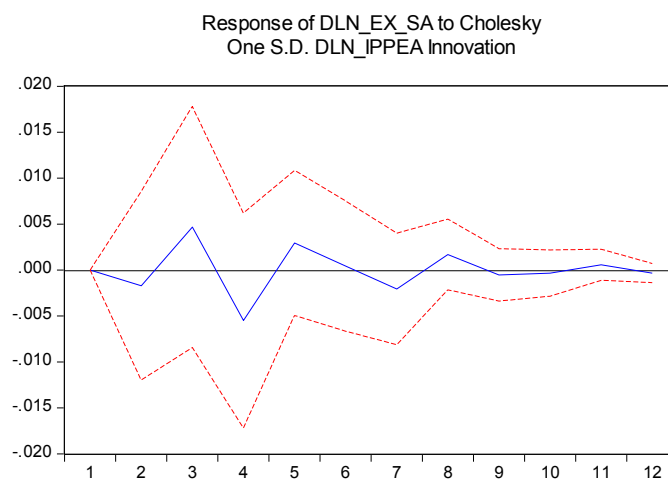
Obrázek 4.3 Analýza odezvy exportu na impulz  
v průmyslové produkci



Zdroj: vlastní zpracování v programu EViews 7.1

Obrázek 4.4 znázorňuje impulzní odezvu exportu zboží na impulz v průmyslové produkci eurozóny. Export zboží nejprve reaguje na impulz velmi mírně negativně, ale během 3. období se projeví pozitivní reakce o velikosti téměř 0,5 %. Ve 4. období následuje negativní odezva o velikosti 0,5 % a poté začne impulzní reakce odeznívat.

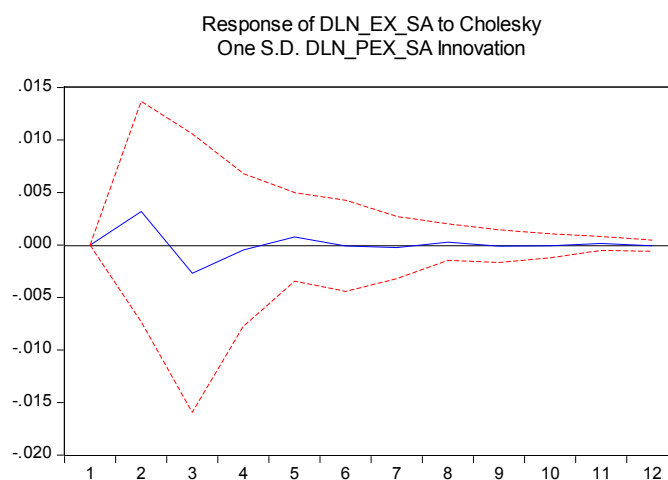
Obrázek 4.4 Analýza odezvy exportu na impulz  
v průmyslové produkci eurozóny



Zdroj: vlastní zpracování v programu EViews 7.1

Obrázek 4.5 zachycuje impulzní odezvu exportu zboží na impulz v cenách exportu. Během prvních dvou období je odezva exportu zboží pozitivní a následující dvě období zase negativní. Síla odezvy je ve druhém období nejvyšší, kolem 0,3 %.

Obrázek 4.5 Analýza odezvy exportu na impulz  
v cenách exportu

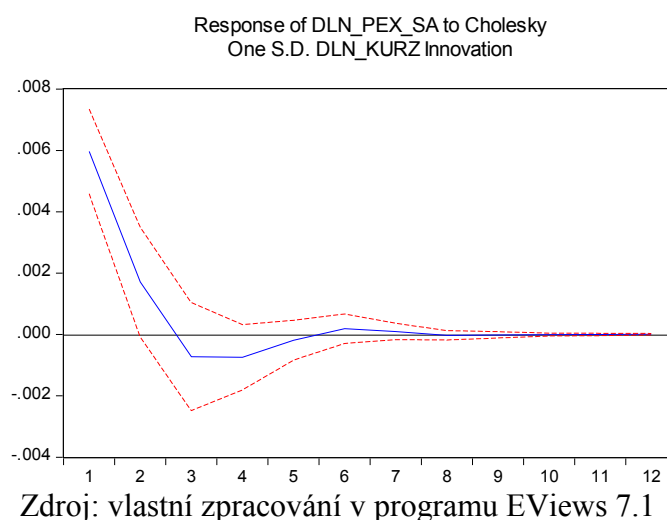


Zdroj: vlastní zpracování v programu EViews 7.1

Další dva obrázky znázorňují odezvu proměnných na impulz v kurzu, aby mohl být analyzován vliv devizových intervencí na další proměnné. Odezva exportu zboží na impulz kurzu již byla popsána v obrázku 4.2. Na Obrázcích 4.6 a 4.7 je zachycena analýza impulzních odezev cen exportu a průmyslové produkce na impulz v kurzu. Tento impulz lze opět chápat jako oslabení domácí měny a je možné jej interpretovat jako impulz způsobený devizovými intervencemi ČNB.

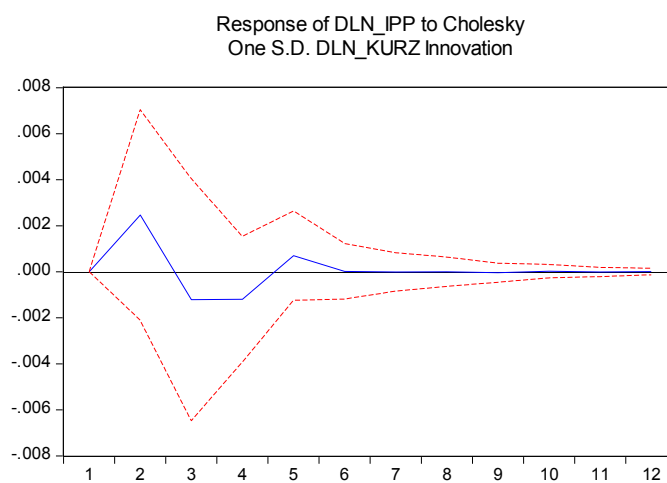
Za povšimnutí stojí odezva cen exportu na impulz v kurzu, kdy ceny reagují bezprostředně v prvním období výrazně pozitivně a během 3. a 4. období se dostávají velmi lehce do záporné reakce. Pote impulzní reakce odeznívá. Nejvyšší reakce proto dosahují ceny exportu již v prvním období a to 0,6 %. Záporná reakce ovlivňuje ceny exportu nejvíce ve 3. období, ale jedná se o velmi slabou reakci nedosahující ani 0,1 %.

Obrázek 4.6 Analýza odezvy cen exportu na impulz  
v kurzu



Průmyslová produkce rovněž reaguje během prvních dvou období pozitivně, poté dvě období negativně a následně impulz odeznívá. Pozitivní reakce během druhého období dosahuje vrcholu a to 0,2 %. Záporná reakce ve 3. a 4. období je opět velmi slabá a nedosahuje velikostí ani 0,1 %.

Obrázek 4.7 Analýza odezvy průmyslové produkce na  
impulz v kurzu



Zdroj: vlastní zpracování v programu EViews 7.1

## 4.7 Formulace VEC modelu

Diferencováním časových řad, kvůli dosažení stacionarity, mohly časové řady ztratit důležitou informaci o vztahu mezi proměnnými. Naznačuje to i statistická nevýznamnost proměnných v odhadnutém VAR modelu a nízká odezva determinantů v analýze impulzních odezev. Tato problematika byla popsána v kapitole 3.4 a bylo řečeno, že vektorové modely korekce chyby mohou odstranit specifikační chybu v odhadu, pokud jsou časové řady kointegrované. V této podkapitole bude proto na nediferencované časové řady aplikován VEC model.

Následující rovnice (4.3) je vybraný model z řady vektorových modelů. Jedná se o rovnici exportu, která je cílovým objektem v této práci. Pokud je vycházeno z definice Huška (2009) v kapitole 3.5 a je zvoleno jedno zpoždění, bude mít model tvar

$$\Delta EX_t = \alpha_1 + \alpha_{11}\Delta EX_{t-1} + \gamma_{11}\Delta IPP_{t-1} + \gamma_{11}\Delta IPPEA_{t-1} + \gamma_{11}\Delta KURZ_{t-1} + \gamma_{11}\Delta PEX_{t-1} + \eta_1 coint + u_{t1}, \quad (4.3)$$

kde *coint*, je korekční chybový člen.

## 4.8 Testování kointegrace

Před odhadem modelu, je potřeba otestovat, zda existuje mezi časovými řadami kointegrace. Následující Tabulka 4.6 ukazuje souhrnné výsledky Johansenových testů kointegrace. Výsledky naznačují, že v modelu se vyskytuje kointegrace hodnoti jedna. Do modelu byla dle výsledků zahrnuta jedna kointegrační rovnice. K odhadu byla zvolena specifikace dle 3. testu, jehož předpokladem je lineární deterministický trend v časových řadách.

Tabulka 4.6 Výsledky pro Johansonovy testy kointegrace

Included observations: 81  
Lags interval: 1 to 2  
Selected Number of Cointegrating  
Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

## 4.9 Odhad VEC modelu

Model VEC je odhadnut s jednou kointegrační rovnicí a zahrnuje dvě zpoždění. Výsledky celého odhadnutého modelu jsou součástí Přílohy 4. V následujícím textu jsou z odhadnutého modelu vybrány rovnice exportu, které popisují vztahy mezi proměnnými, jež jsou předmětem zkoumání v této práci. Nejprve jsou interpretovány vztahy vyplývající ze zahrnutého modelu kointegrace, viz rovnice (4.4) a dále pak vztahy samotného vektorového modelu korekce chyby, konkrétně modelu exportu zboží, viz rovnice (4.5).

$$EX_{t-1} = 265,406 + 3,245 IPP_{t-1}^{***} - 5,395 IPPEA_{t-1}^{***} + 1,029 KURZ_{t-1}^{**} - 0,426 PEX_{t-1} + v_t, \quad (4.4)$$

kde hvězdičky určují statistickou významnost proměnné v modelu. Model kointegrace a jeho koeficienty jsou statisticky významné kromě proměnné cen exportu.

Z modelu kointegrace lze interpretovat vztah, kde růst průmyslové produkce pozitivně ovlivní růst exportu zboží o 3,25 %. Tento vztah je v souladu s ekonomickými předpoklady, že



pokud výrobci vyprodukují více zboží, lze předpokládat i růst jejich vývozu. Vztah indexu průmyslové produkce eurozóny k exportu je takový, že růst indexu průmyslové produkce eurozóny způsobí pokles exportu zboží o 5,39 %. Což lze vysvětlit tak, že pokud roste průmyslová produkce v celé eurozóně, nemají zahraniční ekonomické subjekty potřebu poptávat zboží v jiných zemích. Během sledovaného období lze také konstatovat, že znehodnocení měny pozitivně ovlivní vývoz zboží o 1,03 %. V neposlední řadě z modelu vyplývá, že růst cen exportu zapříčiní pokles exportu zboží o 0,43 %, což lze vysvětlit tak, že dražší výrobky zahraniční ekonomické subjekty nekoupí v ČR a raději je nakoupí za nižší ceny v jiném státu.

Je potvrzena dlouhodobá kauzalita všech proměnných k exportu zboží, protože koeficient kointegrace v odhadnutém VEC modelu je kladný a statisticky významný. Následující vybraná rovnice je model exportu v odhadnutém VEC modelu. Rovnice má tvar

$$EX_t = -1,645^* + 0,577 EX_{t-1}^{***} + 0,420 EX_{t-2}^{**} + 1,024 IPP_{t-1} + 0,424 IPP_{t-2} - 0,654 IPPEA_{t-1} - 0,953 IPPEA_{t-2} + 0,015 KURZ_{t-1} - 0,310 KURZ_{t-2} - 1,054 PEX_{t-1} - 0,630 PEX_{t-2} + 0,407 Coint^{**} + v_t, \quad (4.5)$$

kde *Coint* představuje kointegrační rovnici neboli korekční chybový člen modelu. Hvězdičky určují statistickou významnost proměnné v modelu. Statisticky významné jsou rovnice kointegrace, obě zpožděné proměnné exportu a konstanta.

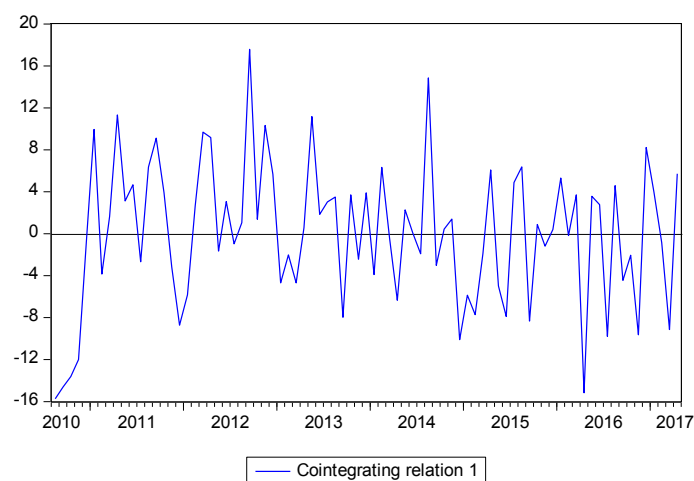
Z modelu vyplývá, že růst průmyslové produkce zpožděný jak o jedno, tak i o dvě období, pozitivně ovlivní export zboží. Růst průmyslové produkce eurozóny zpožděný o jedno i o dvě období ovlivní export zboží v ČR negativně. Zajímavým zjištěním je, že oslabení kurzu zpožděného o jedno období ovlivní export zboží kladně růstem o 0,015 %, kdežto oslabení kurzu zpožděného o dvě období má na export zboží již negativní vliv poklesem o 0,310 %. Dále lze říct, že růst cen exportu má za následek pokles exportovaného zboží. Všechny tyto vztahy potvrzují ekonomický předpoklad.

Koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,55 a korigovaný koeficient determinace činí 0,47. Lze tedy říct, že VEC model vysvětluje 55 % změn exportu zboží.

V Obrázku 4.8 je znázorněn vývoj kointegrační vazby ve sledovaném období a odchylky od rovnovážného stavu. Rovnovážný stav je v obrázku znázorněn horizontální osou

procházející nulou. Nerovnováha je znázorněna na vertikální ose v procentuálním vyjádření. Po zavedení devizových intervencí v listopadu 2013 lze pozorovat tendence exportu zboží odchylovat se nad svoji dlouhodobou rovnováhu. Zhruba od poloviny roku 2014 se situace obrátila a export zboží měl tendence více se odchylovat pod svoji dlouhodobou rovnováhu. Časová řada celého modelu obsahuje přesně stejný počet období během intervencí jako před intervencemi. Polovina obrázku tak představuje odchylky exportu zboží od rovnováhy před intervencemi a druhá polovina během devizových intervencí. Lze tedy porovnávat tato dvě období ve sledovaném čase. V první polovině obrázku se export zboží odchyloje od dlouhodobé rovnováhy častěji a ve větším měřítku směrem nad svoji dlouhodobou rovnováhu. Tento vývoj přetrvává i do menší části druhé poloviny obrázku, jak již bylo řečeno a následuje častější a výraznější odchylování exportu zboží pod svoji dlouhodobou rovnováhu. Zároveň je možné konstatovat, že odchylky od rovnováhy byly během intervencí krátkodobější než před intervencemi. Z této skutečnosti lze dedukovat, že devizové intervence způsobily kratší odchylky exportu zboží od své dlouhodobé rovnováhy.

Obrázek 4.6 Výsledný kointegrovaný proces



Zdroj: vlastní výpočty v programu EViews 7.1

#### 4.10 Shrnutí empirických výsledků

Ekonometrická analýza v této kapitole zahrnovala aplikaci VAR a VEC modelu. Modely byly konstruovány v programu EViews 7.1. Sledovaná proměnná, tedy export, byla zkoumána pomocí vztahů v odhadnutých modelech a také pomocí analýzy impulzních odezev. Do modelu bylo zahrnuto 5 proměnných. Jedná se o export zboží, index průmyslové produkce domácí ekonomiky, index průmyslové produkce eurozóny, nominální kurz CZK/EUR a ceny exportu. Data jsou měsíční a obsahují 42 pozorování během devizových intervencí a stejný

počet pozorování před intervencemi. Celkem tedy vzorek dat obsahuje 84 pozorování od května 2010 do dubna 2017. Pokud proměnná nebyla získána jako index, byla data normována tak, že rok 2010 = 100, aby byla jednotná následná interpretace výsledků.

Ekonomickým předpokladem je, že znehodnocení kurzu bude mít na export zboží pozitivní vliv, jelikož se domácí produkce stane relativně levnější pro zahraniční subjekty. Dalším předpokladem je, že růst průmyslové produkce ovlivní export zboží pozitivně, protože průmyslová produkce ČR je exportně orientovaná. Růst průmyslové produkce eurozóny by měl mít na export naopak negativní vliv, jelikož poptávka po průmyslové výrobě vyrobené v eurozóně převáží nad poptávkou po domácím zboží. Ekonomický předpoklad o cenách exportu je takový, že pokud ceny exportu porostou, bude to mít na export zboží negativní vliv.

Pro konstrukci VAR modelu je důležité, aby časové řady byly stacionární. Dle ADF-testu časové řady v úrovních stacionární nebyly, proto byl proveden stejný test pro diferencované časové řady. Diference časových řad vykazovaly dle výsledků stacionaritu, proto byly při odhadu VAR modelu použity časové řady diferencované. Dalším krokem bylo určení optimálního počtu zpoždění. Dle příslušných kritérií, která vyhodnocuje program EViews 7.1 byla zvolena délka zpoždění dvě období. Tuto délku zpoždění označilo nejvíce kritérií, konkrétně LR-test, kritérium FPE a Akaikeho kritérium, za optimální. Následně byl odhadnut VAR model a byla provedena diagnostická kontrola modelu. Převrácené hodnoty kořenů odhadnutého autoregresního polynomu leží uvnitř kruhu. Byla tak splněna podmínka stacionarity a stability modelu. Dále byla testována autokorelace pomocí LM-testu a korelogramů odhadnutých reziduí. Dle výsledků se ve zvoleném druhém řádu zpoždění autokorelace nevyskytuje. Normalita odhadnutých reziduí byla testována pomocí Jarque-Bera testu. Z výsledků vyplynulo, že většina odhadnutých reziduí v modelu má normální rozdělení, kromě dvou proměnných.

Vektorové autoregrese obsahují víceroznicové regresní modely. Z řady vektorových autoregresí v odhadu modelu byla interpretována rovnice exportu, protože k dosažení podstaty práce je nutné popsat vztahy mezi proměnnými a exportem, se zaměřením na vliv kurzu. Je důležité připomenout, že růst nominálního kurzu CZK/EUR se interpretuje jako oslabení kurzu koruny dle kótování nominální proměnné. Bylo zjištěno, že znehodnocení domácí měny má na export pozitivní vliv. Tento pozitivní vliv lze pozorovat u obou zahrnutých zpoždění, kde kurz zpožděný o dvě období má na export větší pozitivní vliv. Je tak potvrzen hlavní ekonomický předpoklad formulovaný před konstrukcí modelu.

Mezi další vztahy zjištěné z rovnice patří, že růst indexu průmyslové produkce zpožděný o jedno období má na export negativní vliv, ale růst průmyslové produkce zpožděný o dvě období ovlivní export již pozitivně. Průmyslová produkce eurozóny zpožděná o jedno období ovlivní domácí export negativně, ale produkce eurozóny zpožděná o dvě období má na export kladný vliv. Ceny exportu zpožděné o jedno období mají na export pozitivní vliv a ceny exportu zpožděné o dvě období již export ovlivní se záporným znaménkem.

Koeficient determinace u vybraného autoregresního modelu exportu je 0,48 a lze říct, že zvolené determinanty vysvětlují změny exportu 48 %.

Další část práce se věnovala analýze impulzních odezev VAR modelu. Impulzní reakce byly sledovány během 12 období, kde jedním obdobím se rozumí jeden měsíc. Byly vygenerovány impulzní odezvy exportu na impulzy ve všech proměnných zahrnutých do modelu. Dále byl zkoumán vliv impulzů v kurzu na ostatní proměnné.

Z analýzy impulzních odezev vyplývá, že pozitivní impulz v nominálním kurzu CZK/EUR má v exportu zboží pozitivní odezvu po dobu tří měsíců. Ve druhém měsíci dosahuje pozitivní reakce vrcholu a to 0,5 %. Během 4. období lze pozorovat negativní odezvu exportu zboží, která se následně opět vrátí do kladných hodnot a impulz postupně odeznívá. Pozitivní impulz v kurzu je interpretován, jako oslabení domácí měny. Je tedy potvrzeno, že oslabení měny má v exportu zboží pozitivní odezvu po dobu prvních třech měsíců a negativní odezva je následně jen velmi krátká.

Reakce exportu zboží na impulz v průmyslové produkci je v prvních dvou obdobích lehce negativní a ve 3. období se projeví pozitivní reakce. Ve 4. období následuje negativní odezva a impulzní reakce začne odeznívat. Impulzní odezva exportu zboží na impulz v průmyslové produkci eurozóny je nejprve velmi mírně negativní, ale během 3. období se projeví pozitivní reakce. Ve 4. období následuje negativní odezva a poté začne impulzní reakce odeznívat. Impulzní odezva exportu zboží na impulz v cenách exportu je během prvních dvou období pozitivní a následující dvě období zase negativní. Síla odezvy je ve druhém období nejvyšší, kolem 0,3 %.

Následně impulzní odezvy zkoumaly reakci cen exportu a průmyslové produkce na impulz v nominálním kurzu CZK/EUR. Odezva cen exportu na impulz v kurzu je výrazně pozitivní bezprostředně již v prvním období o velikosti 0,6 % a během 3. a 4. období se dostávají velmi lehce do záporné reakce. Poté impulzní reakce odeznívá. Průmyslová produkce

rovněž reaguje během prvních dvou období pozitivně, poté dvě období negativně a následně impulz odeznívá.

V další části práce byla brána v potaz skutečnost, že diferencované časové řady mohly ztratit důležitou informaci o vztahu mezi proměnnými. V odhadnutém modelu tak mohla vzniknout specifikační chyba a bylo řečeno, že VEC modely tuto chybu mohou odstranit. Musí však mezi proměnnými existovat kointegrační vztah. Výskyt kointegračních vztahů byl testován pomocí Johansenových testů kointegrace. Všechny testy naznačily, že se v modelu vyskytuje kointegrace hodnosti jedna. VEC model byl tedy odhadnut s jednou kointegrační rovnicí a zahrnoval dvě zpoždění.

Z řady vektorových modelů byla pozornost věnována modelu exportu se zahrnutým korekčním chybovým členem, tedy modelem kointegrace. Koeficient determinace naznačuje, že model vysvětluje 55 % změn exportu.

Model kointegrace ukazuje, že znehodnocení kurzu s jedním zpožděním pozitivně ovlivní vývoz zboží o 1,03 %. Koeficient u kointegrační rovnice v odhadnutém VEC modelu potvrdil, že mezi proměnnými existuje dlouhodobá kauzalita směrem k exportu zboží. Model exportu v odhadnutém VEC modelu popisuje vztahy mezi proměnnými a exportem zboží. Oslabení kurzu zpožděného o jedno období má na export pozitivní vliv. Kurz zpožděný o dvě období ovlivňuje export již se záporným znaménkem. Z těchto zjištěných vztahů lze konstatovat, že devizové intervence měly na export zboží v prvních obdobích pozitivní vliv.

Výsledný kointegrační proces a jeho odchylky od rovnovážného vztahu ve sledovaném období ukazoval, že po zavedení devizových intervencí v listopadu 2013, měl export zboží tendence odchylovat se směrem nad svoji dlouhodobou rovnováhu. Od poloviny roku 2014 se export zboží začal více odchylovat pod svoji dlouhodobou rovnováhu. Ve srovnání s obdobími před intervencemi lze konstatovat, že devizové intervence způsobily kratší odchylování exportu od své dlouhodobé rovnováhy.

Na základě všech výsledků lze konstatovat, že výsledky jsou v souladu s ekonomickými předpoklady. Ve všech případech bylo potvrzeno, že znehodnocení domácí měny pozitivně ovlivní export zboží. Z odhadnutého VEC modelu vyplynulo, že oslabení domácí měny ovlivní export zboží pozitivně, ale při zpoždění dvě období v modelu ovlivňuje oslabení domácí měny současný export negativně. Tato skutečnost byla zaznamenána i při analýze impulzních odezev, kdy bylo zjištěno, že impulz v kurzu CZK/EUR ovlivní export zboží v prvních obdobích pozitivně a následuje pokles odezvy až do záporných hodnot.

## 5 Závěr

Česká národní banka prováděla od listopadu 2013 kurzové intervence na devizovém trhu za účelem oslabení kurzu domácí měny. Za pomoci tohoto netradičního nástroje chtěla dosáhnout růstu inflace, jelikož se česká ekonomika potýkala s nízkou inflací a ČNB neplnila stanovený dvouprocentní inflační cíl. Jak bylo řečeno v textu práce, ČNB očekávala, že oslabení kurzu měny pozitivně ovlivní ekonomický růst a tím i inflaci. Z teoretického základu rozebíraného v této práci lze konstatovat, že oslabení kurzu domácí měny má bezprostřední vliv na vývoz dané země.

Cílem diplomové práce bylo zhodnotit vliv devizových intervencí České národní banky v letech 2013-2017 na export České republiky. Aby byl cíl naplněn, byl aplikován model vektorové autoregrese a model vektorové korekce chyby. Na základě výsledků byl zhodnocen vliv devizových intervencí na export.

V druhé kapitole byla vymezena teoretická východiska devizových intervencí a také vnější ekonomické rovnováhy se zaměřením na bilanci vývozu a dovozu zboží a služeb a kurzový vyrovnávací mechanismus. Pro tuto práci byl důležitou částí kapitoly popis konkrétního případu devizových intervencí v České republice v letech 2013-2017. Součástí byl i popis problematiky nulové hranice úrokových sazeb, se kterou se před zavedením intervencí potýkala ČNB. V této kapitole byla věnována pozornost i literárnímu přehledu empirických prací, které pomocí různých metod zkoumají vliv devizových intervencí v kontextu české ekonomiky.

Třetí kapitola definovala následně použitou metodiku, tedy modely vektorových autoregresí a na ně navazující vektorové modely korekce chyby. Bylo popsáno jejich použití v ekonomii a způsob konstrukce, aby mohly být dále aplikovány na zvolený model.

Čtvrtá kapitola byla hlavní empirickou částí práce. Byl vytvořen model, který zahrnoval proměnné export zboží, nominální kurz CZK/EUR, index cen exportu, index průmyslové produkce a index průmyslové produkce eurozóny. Měsíční data byla čerpána převážně z databáze ČNB ARAD a dále také z databáze OECD. Model byl konstruován v programu EViews 7.1.

Nejprve byl formulován VAR model a po testech stacionarity byly časové řady diferencovány k dosažení stacionárnosti. Po identifikaci řádu modelu byl proveden odhad se zahrnutím dvou zpožděných a byla uskutečněna diagnostická kontrola modelu dle příslušných

testů. Z výsledků odhadu lze konstatovat, že znehodnocení domácí měny má na export zboží pozitivní vliv. Kurz zpožděný o dvě období má na export silnější pozitivní vliv než kurz zpožděný o jedno období. Lze tedy konstatovat, že předpoklad, kdy devizové intervence pozitivně ovlivnily export zboží v ČR, byl dodržen. Aplikací impulzních odezev bylo zjištěno, že pozitivní impuls v kurzu, interpretovaný jako znehodnocení domácí měny dle kótování proměnné, má na export zboží pozitivní vliv během prvních třech měsíců. Během 4. měsíce má impuls negativní vliv na export zboží a následně efekt impulsu odeznívá.

V další části byla pomocí příslušných testů testována kointegrace mezi proměnnými a byl formulován VEC model se zahrnutím jedné kointegrační rovnice. Z odhadnutého VEC modelu bylo potvrzeno, že mezi proměnnými existuje dlouhodobá statisticky významná kointegrace směrem k exportu zboží. Ze zahrnutého modelu kointegrace vyplývá, že znehodnocení měny pozitivně ovlivní vývoz zboží. Model VEC ukazuje skutečnost, že oslabení kurzu zpožděného o jedno období má na export zboží pozitivní vliv. Oslabení kurzu zpožděného o dvě období již export zboží ovlivňuje negativně.

Základním ekonomickým předpokladem bylo, že devizové intervence za účelem oslabit domácí měnu pozitivně ovlivní růst exportu v České republice. Tento předpoklad byl na základě modelových aparátů potvrzen a lze konstatovat, že devizové intervence ČNB v letech 2013-2017 měly na export ČR pozitivní vliv bezprostředně v prvních měsících. Tato skutečnost mohla být významným faktorem, která ovlivnila růst inflace dle předpokladů ČNB.

## Seznam použité literatury

### a) Odborná kniha

ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta, 2009. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

CIPRA, Tomáš, 2013. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.

DURČÁKOVÁ, Jaroslava a MANDEL, Martin, 2007. *Mezinárodní finance*. 3., rozš. a dopl. vyd. Praha: Management Press. 487 s. ISBN 978-80-7261-170-6.

HUŠEK, Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

HUŠEK, Roman, 2009. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica. 344 s. Vysokoškolská učebnice. ISBN 978-80-245-1623-3.

JÍLEK, Josef, 2013. *Finance v globální ekonomice. II, Měnová a kurzová politika*. 1. vyd. Praha: Grada. 557 s. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-4516-9.

JUSELIUS, Katarina, 2006. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford: Oxford University Press. ISBN 0-19-928567-5.

LÜTKEPOHL, Helmut, 2005. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer. ISBN 3-540-40172-5.

MANDEL, Martin a DURČÁKOVÁ, Jaroslava, 2016. *Mezinárodní finance a devizový trh*. Vydání 1. Praha: Management Press. 452 stran. ISBN 978-80-7261-287-1.

MANDEL, Martin a TOMŠÍK, Vladimír, 2008. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2., rozš. vyd. Praha: Management Press. 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.

REVENDA, Zbyněk et al., 2012. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5., aktualiz. vyd. Praha: Management Press. 423 s. ISBN 978-80-7261-240-6.

WALSH, Carl, E., 2017. *Monetary Theory and Policy*. 4th ed. MIT Press. 688 s. ISBN 978-0-262-03581-1.



## **b) Článek v odborném časopise (periodiku) nebo ve sborníku z konference**

BRŮHA, Jan and Jaromír TONNER, 2017. *"An Exchange Rate Floor as an Instrument of Monetary Policy: An Ex-post Assessment of the Czech Experience,"* Working Papers 2017/04, Czech National Bank, Research Department.

CASELLI, F., 2017. *"Did the Exchange Rate Floor Prevent Deflation in the Czech Republic?"* Working Papers WP/17/2006, International Monetary Fund.

FRANTA, Michal, 2014. *Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách: případ ČR.* Praha: Česká národní banka. 50 s. Research and policy notes [ČNB] [2014]; 3/2014.

HORVATH, R. and BORYS, M. M., 2007. *The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic: Evidence from Factor Augmented VAR,* William Davidson Institute, Working Paper Number 922, May 2007.

OPATRŇÝ, M., 2016. *"Quantifying the Effects of the CNB's Exchange Rate Commitment: A Synthetic Control Method Approach."* Working Papers, Institute of Economic Studies, Charles University.

SVAČINA, D., 2015. *"Impacts of the Euro Adoption in the Czech Republic."* Master Thesis, Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague.

TIMKO, J., 2015. *"The Effects of Foreign Exchange Interventions in a Small Open Economy: The Case of the Czech Republic in a World Context."* Master Thesis, Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague.

## **c) Elektronické dokumenty a ostatní**

ČNB, 2018. *ARAD systém časových řad.* [online] [cit. 21.1.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=34451&p\\_strid=AECA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=34451&p_strid=AECA&p_lang=CS).

ČNB, 2018a. *ARAD systém časových řad.* [online] [cit. 21.2.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=42949&p\\_strid=FCB&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=42949&p_strid=FCB&p_lang=CS).

ČNB, 2018b. *Měnověpolitické nástroje.* [online] [cit. 22.2.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/mp\\_nastroje/#devint](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/#devint).

ČNB, 2018c. *ARAD systém časových řad*. [online] [cit. 25.2.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_strid=ACBAA&p\\_sestuid=21727&p\\_tab=1&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_strid=ACBAA&p_sestuid=21727&p_tab=1&p_lang=CS).

ČNB, 2018d. *Zpráva o inflaci/I*. Praha: Česká národní banka. ISSN 1804-2457. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2018/2018\\_I/download/zoi\\_I\\_2018.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2018/2018_I/download/zoi_I_2018.pdf).

ČNB, 2018e. *ARAD systém časových řad*. [online] [cit. 16.3.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=21743&p\\_strid=ACJA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=21743&p_strid=ACJA&p_lang=CS).

ČNB, 2018f. *ARAD systém časových řad*. [online] [cit. 16.3.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=21386&p\\_strid=ACBGA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=21386&p_strid=ACBGA&p_lang=CS).

ČNB, 2018g. *ARAD systém časových řad*. [online] [cit. 16.3.2018] Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=34451&p\\_strid=AECA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=34451&p_strid=AECA&p_lang=CS).

ČSÚ, 2018. *Zahraniční obchod se zbožím podle jednotlivých zemí*. [online] [cit. 20.1.2018] Dostupné z: [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=VZO05&z=T&f=TABULKA&skupId=206&katalog=30834&pvo=VZO05&c=v3~8\\_RP2017](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=VZO05&z=T&f=TABULKA&skupId=206&katalog=30834&pvo=VZO05&c=v3~8_RP2017).

EUROSTAT, 2018. *GDP and main components (output, expenditure and income)*. [online] [cit. 19.1.2018] Dostupné z: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>.

FRAIT, Jan, 2013. *Rizika pro očekávaný makroekonomický vývoj*. [online prezentace]. [cit. 23.1.2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/konference\\_pro\\_ojevy/vystoupeni\\_projevy/download/frait\\_20130821\\_seminar\\_pro\\_ARTN.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_pro_ojevy/vystoupeni_projevy/download/frait_20130821_seminar_pro_ARTN.pdf).

KOMÁREK, Luboš, 2015. *Konvenční a nekonvenční měnová politika ČNB*. [online prezentace]. [cit. 22.1.2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/konference\\_pro\\_ojevy/vystoupeni\\_projevy/download/komarek\\_20151020\\_pardubice.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_pro_ojevy/vystoupeni_projevy/download/komarek_20151020_pardubice.pdf).

OECD (2018), Industrial production (indicator). doi: 10.1787/39121c55-en (Accessed on 16 March 2018) Source: <https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm>.

SINGER, Miroslav, 2013a. *Česká ekonomika na začátku oživení*. [online prezentace]. [cit. 19.1.2018]. Dostupné z:

[https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/konference\\_projevvy/vystoupeni\\_projevy/download/singer\\_20131023\\_brno.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_projevvy/vystoupeni_projevy/download/singer_20131023_brno.pdf).

SINGER, Miroslav, 2013b. *Aktuální vývoj v české ekonomice a měnová politika ČNB*. [online prezentace]. [cit. 23.1.2018]. Dostupné z:

[https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/konference\\_projevvy/vystoupeni\\_projevy/download/singer\\_20131120\\_olomouc.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_projevvy/vystoupeni_projevy/download/singer_20131120_olomouc.pdf)

## Seznam zkratek

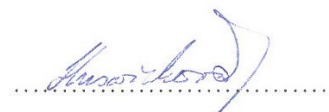
ADF	Rozšířený Dickey-Fuller
AIC	Akaikeho informační kritérium
BIC	Bayesovské informační kritérium
CZK	Česká koruna
ČNB	Česká národní banka
ČSÚ	Český statistický úřad
DF	Dickey-Fuller
DSGE	Dynamická stochastická obecná rovnováha
EUR	Euro
FAVAR	Rozšířená faktorová vektorová autoregrese
GARCH	Zobecněná autoregresivní podmíněná heteroskedasticita
HDP	Hrubý domácí produkt
HQIC	Hannovo-Quinnovo informační kritérium
LM	Lagrangeův multiplikátor
LR	Věrohodnostní poměr
MMV	Metoda maximální věrohodnosti
MNČ	Metoda nejmenších čtverců
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
SC	Schwarzovo informační kritérium
SVAR	Strukturální vektorová autoregrese
VAR	Vektorová autoregrese
VEC	Vektorová korekce chyby
ZLB	Nulová dolní hranice úrokových sazeb

## Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25.4.2018



Ludmila Husaříková

## **Seznam příloh**

Příloha 1: Odhad VAR modelu

Příloha 2: Diagnostické testy VAR modelu

Příloha 3: Analýza impulzních odezev VAR modelu

Příloha 4: Odhad VEC modelu

# Přílohy

## Příloha 1: Odhad VAR modelu

Příloha 1.1 Výstup pro odhad VAR modelu

Vector Autoregression Estimates  
Included observations: 81 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DLN_EX_S A	DLN_IPP	DLN_IPPEA	DLN_KURZ	DLN_PEX_ SA
DLN_EX_SA(-1)	-0.816020 (0.12546) [-6.50401]	-0.064909 (0.05662) [-1.14638]	-0.042907 (0.02172) [-1.97555]	-0.028220 (0.02894) [-0.97513]	-0.015273 (0.02193) [-0.69628]
DLN_EX_SA(-2)	-0.555053 (0.13018) [-4.26381]	-0.097685 (0.05875) [-1.66277]	-0.009448 (0.02253) [-0.41925]	-0.041643 (0.03003) [-1.38686]	-0.032022 (0.02276) [-1.40703]
DLN_IPP(-1)	-0.016619 (0.30092) [-0.05523]	-0.533476 (0.13580) [-3.92830]	0.015692 (0.05209) [ 0.30123]	0.108826 (0.06941) [ 1.56786]	0.050399 (0.05261) [ 0.95799]
DLN_IPP(-2)	0.169978 (0.29426) [ 0.57764]	-0.193179 (0.13280) [-1.45467]	-0.027399 (0.05094) [-0.53786]	0.041804 (0.06788) [ 0.61590]	0.030386 (0.05145) [ 0.59065]
DLN_IPPEA(-1)	-0.281859 (0.72707) [-0.38766]	-0.348249 (0.32812) [-1.06134]	-0.408832 (0.12586) [-3.24823]	-0.190124 (0.16771) [-1.13367]	-0.089594 (0.12711) [-0.70484]
DLN_IPPEA(-2)	0.458465 (0.71648) [ 0.63988]	0.560358 (0.32334) [ 1.73301]	-0.153590 (0.12403) [-1.23833]	-0.006758 (0.16526) [-0.04089]	0.068696 (0.12526) [ 0.54842]
DLN_KURZ(-1)	0.028655 (0.86419) [ 0.03316]	0.306341 (0.39000) [ 0.78549]	-0.062007 (0.14960) [-0.41449]	0.434724 (0.19933) [ 2.18088]	0.132923 (0.15108) [ 0.87979]
DLN_KURZ(-2)	0.656847 (0.84868) [ 0.77396]	-0.205364 (0.38300) [-0.53620]	0.155655 (0.14691) [ 1.05950]	-0.141280 (0.19576) [-0.72171]	-0.126792 (0.14837) [-0.85454]
DLN_PEX_SA(-1)	0.700034 (1.15125) [ 0.60806]	-0.098073 (0.51955) [-0.18877]	0.002638 (0.19929) [ 0.01324]	-0.298878 (0.26555) [-1.12551]	0.064356 (0.20127) [ 0.31975]
DLN_PEX_SA(-2)	-0.056255	0.271277	-0.222093	-0.062917	-0.003108

	(1.13478) [-0.04957]	(0.51212) [ 0.52971]	(0.19644) [-1.13058]	(0.26175) [-0.24037]	(0.19839) [-0.01567]
C	0.011984 (0.00518) [ 2.31144]	0.005609 (0.00234) [ 2.39736]	0.001624 (0.00090) [ 1.80985]	0.000877 (0.00120) [ 0.73308]	0.000627 (0.00091) [ 0.69186]
R-squared	0.475548	0.431990	0.262723	0.148446	0.097286
Adj. R-squared	0.400626	0.350846	0.157398	0.026795	-0.031673
Sum sq. resids	0.138493	0.028206	0.004150	0.007368	0.004233
S.E. equation	0.044480	0.020073	0.007700	0.010260	0.007776
F-statistic	6.347258	5.323730	2.494397	1.220262	0.754392
Log likelihood	143.1071	207.5539	285.1675	261.9183	284.3671
Akaike AIC	-3.261903	-4.853184	-6.769568	-6.195514	-6.749806
Schwarz SC	-2.936731	-4.528012	-6.444396	-5.870342	-6.424633
Mean dependent	0.005071	0.002799	0.000777	0.000715	0.000599
S.D. dependent	0.057453	0.024914	0.008388	0.010400	0.007656
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.64E-20			
Determinant resid covariance		3.20E-20			
Log likelihood		1243.305			
Akaike information criterion		-29.34087			
Schwarz criterion		-27.71501			

Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1



## Příloha 2: Diagnostické testy VAR modelu

### Příloha 2.1 LM-test VAR modelu

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

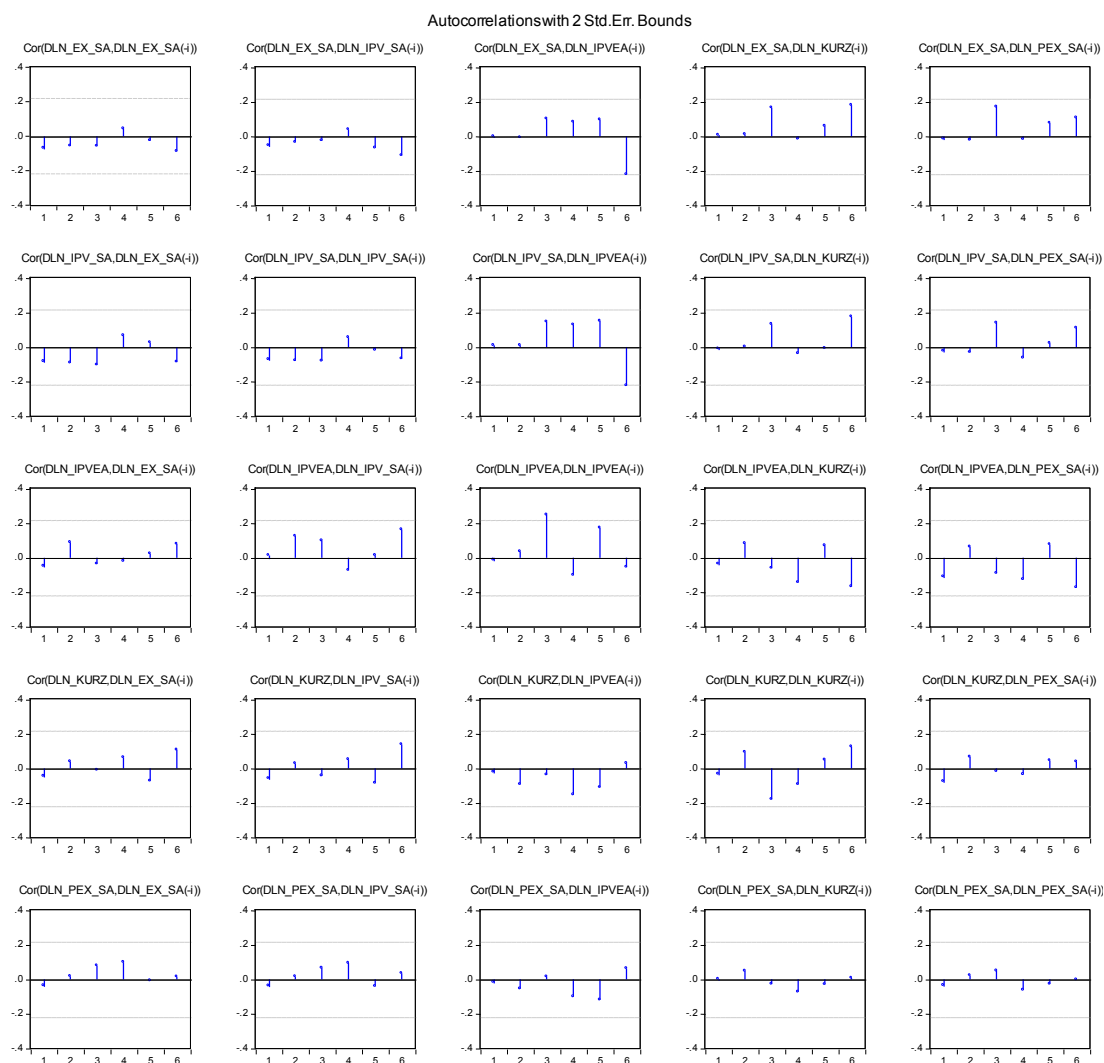
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Included observations: 84

Lags	LM-Stat	Prob
1	42.85172	0.0145
2	28.02539	0.3067
3	38.44634	0.0418
4	16.44638	0.9009
5	13.57240	0.9687
6	28.86527	0.2696

Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

## Příloha 2.2 Korelogramy pro Bartlettovu aproximaci reziduí VAR modelu



Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

### Příloha 2.3 Jarque-Bera test pro VAR model

#### VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

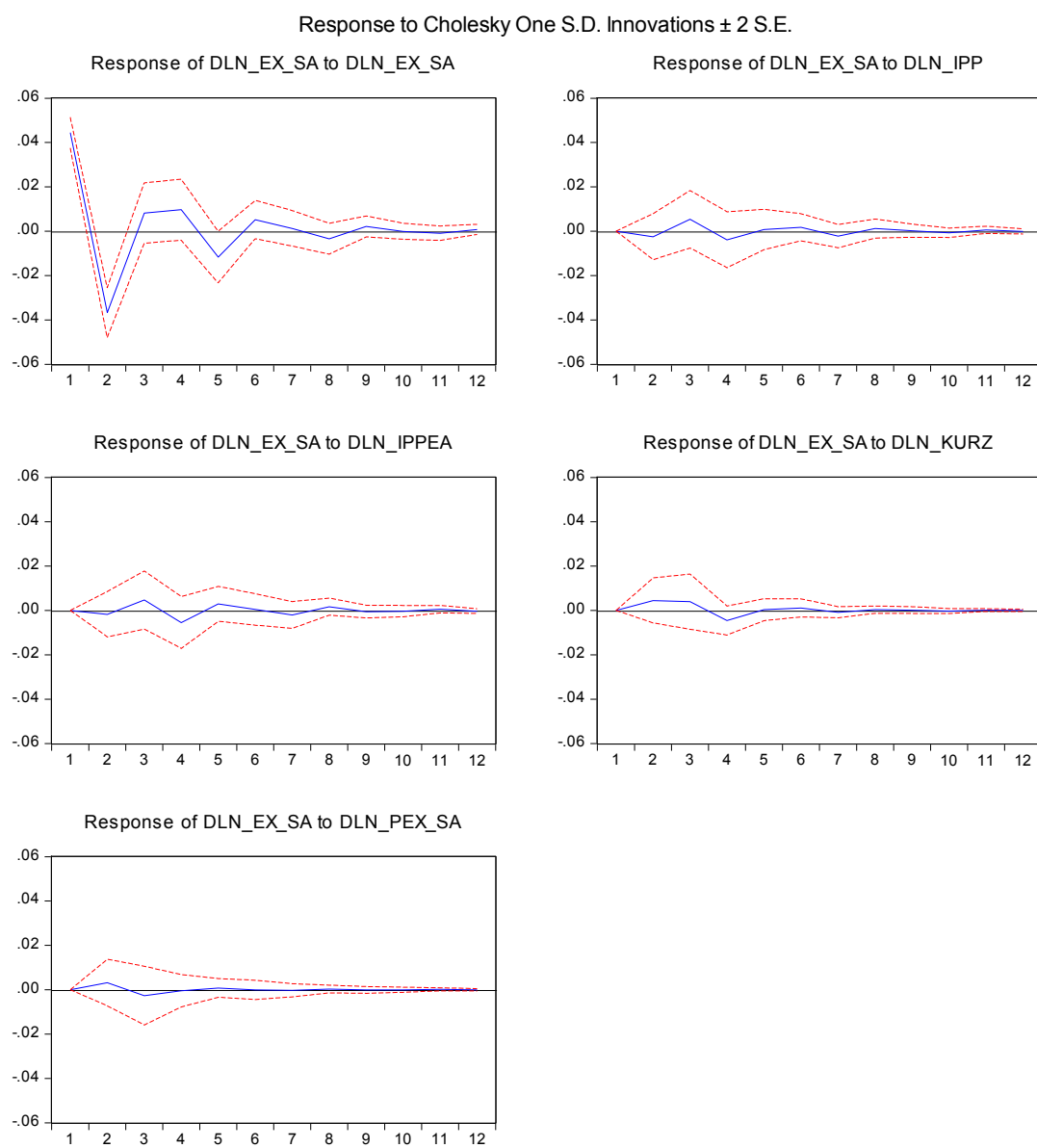
Included observations: 81

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	34.68083	2	0.0000
2	2.368304	2	0.3060
3	1.133073	2	0.5675
4	125.2277	2	0.0000
5	3.750820	2	0.1533
Joint	167.1607	10	0.0000

Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

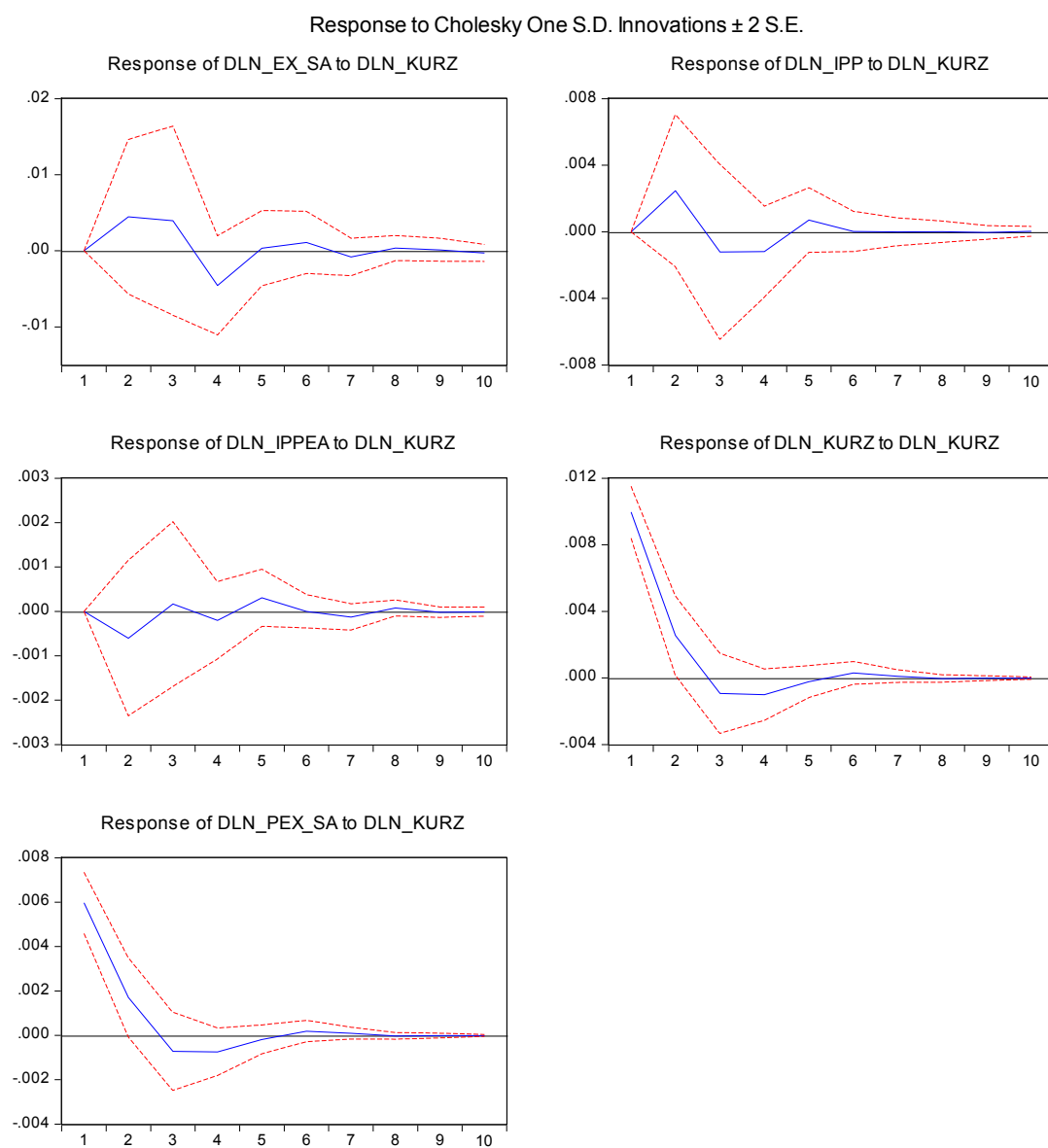
### Příloha 3: Analýza impulzních odezev VAR modelu

#### Příloha 3.1 Odezvy exportu na impulzy ve VAR modelu



Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

### Příloha 3.2 Odezvy na impulz v kurzu ve VAR modelu



Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.1

## Příloha 4: Odhad VEC modelu

### Příloha 4.1 Výstup pro odhad VEC modelu

Vector Error Correction Estimates

Included observations: 81 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1				
EX_SA(-1)	1.000000				
IPP(-1)	-3.245378 (0.34274) [-9.46879]				
IPPEA(-1)	5.394890 (0.91243) [ 5.91265]				
KURZ(-1)	-1.028722 (0.41192) [-2.49739]				
PEX_SA(-1)	0.425889 (0.47847) [ 0.89010]				
C	-265.4063				
Error Correction:	D(EX_SA)	D(IPP)	D(IPPEA)	D(KURZ)	D(PEX_SA)
CointEq1	-0.407342 (0.15972) [-2.55035]	-0.068008 (0.05995) [-1.13437]	-0.106821 (0.01722) [-6.20340]	0.046775 (0.02804) [ 1.66807]	0.020753 (0.02097) [ 0.98982]
D(EX_SA(-1))	-0.576778 (0.16794) [-3.43437]	-0.003347 (0.06304) [-0.05310]	0.044174 (0.01811) [ 2.43970]	-0.048534 (0.02949) [-1.64607]	-0.022036 (0.02205) [-0.99955]
D(EX_SA(-2))	-0.419717 (0.14003) [-2.99739]	-0.063087 (0.05256) [-1.20028]	0.029133 (0.01510) [ 1.92976]	-0.043475 (0.02458) [-1.76842]	-0.026305 (0.01838) [-1.43103]
D(IPP(-1))	-1.024008 (0.54295) [-1.88600]	-0.731573 (0.20380) [-3.58965]	-0.260026 (0.05854) [-4.44211]	0.209563 (0.09532) [ 2.19843]	0.091158 (0.07127) [ 1.27897]
D(IPP(-2))	-0.423685 (0.42356) [-1.00029]	-0.296758 (0.15899) [-1.86656]	-0.180327 (0.04566) [-3.94892]	0.107037 (0.07436) [ 1.43938]	0.054542 (0.05560) [ 0.98094]

D(IPPEA(-1))	0.653574 (1.00812) [ 0.64831]	-0.227264 (0.37840) [-0.60059]	-0.166214 (0.10869) [-1.52929]	-0.291699 (0.17699) [-1.64810]	-0.130400 (0.13234) [-0.98536]
D(IPPEA(-2))	0.952817 (0.93185) [ 1.02250]	0.675686 (0.34978) [ 1.93177]	-0.092882 (0.10046) [-0.92453]	-0.050262 (0.16360) [-0.30722]	0.041644 (0.12233) [ 0.34044]
D(KURZ(-1))	-0.015053 (1.12406) [-0.01339]	0.293244 (0.42192) [ 0.69502]	-0.092052 (0.12119) [-0.75958]	0.438218 (0.19735) [ 2.22054]	0.138594 (0.14756) [ 0.93925]
D(KURZ(-2))	0.310066 (1.12615) [ 0.27533]	-0.305896 (0.42271) [-0.72365]	0.007968 (0.12141) [ 0.06562]	-0.079213 (0.19771) [-0.40065]	-0.108807 (0.14783) [-0.73601]
D(PEX_SA(-1))	1.054454 (1.53910) [ 0.68511]	-0.057244 (0.57771) [-0.09909]	0.046560 (0.16593) [ 0.28059]	-0.323357 (0.27021) [-1.19667]	0.054925 (0.20204) [ 0.27185]
D(PEX_SA(-2))	0.629531 (1.54233) [ 0.40817]	0.377603 (0.57892) [ 0.65225]	-0.038054 (0.16628) [-0.22885]	-0.141581 (0.27078) [-0.52286]	-0.029826 (0.20246) [-0.14731]
C	1.645335 (0.68806) [ 2.39125]	0.653125 (0.25827) [ 2.52884]	0.191894 (0.07418) [ 2.58682]	0.072688 (0.12080) [ 0.60172]	0.052762 (0.09032) [ 0.58415]
R-squared	0.545275	0.466589	0.531646	0.169699	0.104166
Adj. R-squared	0.472782	0.381552	0.456980	0.037333	-0.038648
Sum sq. resids	2407.507	339.2011	27.98342	74.20760	41.48695
S.E. equation	5.906895	2.217196	0.636833	1.037050	0.775410
F-statistic	7.521814	5.486918	7.120395	1.282040	0.729379
Log likelihood	-252.3059	-172.9359	-71.88913	-111.3869	-87.83668
Akaike AIC	6.526071	4.566317	2.071336	3.046591	2.465103
Schwarz SC	6.880804	4.921051	2.426070	3.401324	2.819836
Mean dependent	0.619747	0.316049	0.080247	0.073703	0.058760
S.D. dependent	8.135125	2.819373	0.864208	1.056967	0.760846
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.936522			
Determinant resid covariance		4.457124			
Log likelihood		-635.1975			
Akaike information criterion		17.28883			
Schwarz criterion		19.21030			

Zdroj: Vlastní výpočty v programu EViews 7.